ISSN 0376-477X

中華農業研究

第四十五卷 第三期

目 次

現行水稻推廣品種生產力與氮肥用量之關係
I. 氮肥用量對水稻產量及產量構成要素之影響……賴明信 陳正昌 呂秀英 李長沛 郭益全 陳治官 曾東海…203
作物區域試驗穩定性分析之缺區估計……呂秀英…218
栽培密度與氮素追肥施用量對葉用甘藷產量之影響……利幸貞 賴永昌 陳一心…230
甘藷葉片誘導再生植株之研究……羅淑芳 蔡新聲…241
臺灣金線連花期調節與授粉之研究……蕭翌柱 陳威臣 蔡文芷 林弘敏 蔡新聲…250
山藥新品種臺農2號之育成……劉新裕 徐原田 楊宏仁 王昭月 胡敏夫 何琦琛…260
茄子葉蟎化學防治改進……何琦琛 陳文華…285
斑星天牛（*Anoplophora macularia*（Thomson））在柳橙上的繁殖生物學研究……李啟陽 羅幹成…297
果菜零批作業運銷效率之實證分析—隨機邊界函數之應用……張采蘋…305

中華民國八十五年九月
臺灣省農業試驗所出版
中華民國 臺灣省 臺中縣 霧峰鄉

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）45(3)：203～217（1996）

現行水稻推廣品種生產力與氮肥用量之關係

I. 氮肥用量對水稻產量及產量構成要素之影響[1]

賴明信[2] 陳正昌[3] 郭益全[4] 呂秀英[4] 陳治官[3] 李長沛[2] 曾東海[3]

摘要：以四個現行推廣之水稻品種台農67號、臺稉2號、臺稉6號及臺中秈10號爲材料，第一期作施以60、100、140、180kg N/ha，第二期作施以60、90、120、180kg N/ha 等四個氮肥處理，於1993及1994年假農試所農場連續進行兩年四期作試驗，探討參試品種於不同氮肥用量下稻穀產量、農藝性狀、病害發生程度及稻田土壤主要養份之變化。第一期作品種之稻穀產量與氮肥用量之關係，以臺中秈10號表現最佳，隨施氮量增加遞增；臺農67號以140kg N/ha 處理產量最高，增加至180kg N/ha 時因倒伏而誘發穗頸稻熱病與紋枯病，其平均產量反而降低；臺稉2號與臺稉6號兩品種亦以140kg N/ha 產量最高，氮肥用量再增加對稻穀產量幫助不明顯。第二期作各品種產量因氮肥用量處理之差異不顯著，增施氮肥提高倒伏指數及病害爲害程度。增加氮肥用量雖然可以增加植株穗數，但卻對稔實率及千粒重有負面影響。就試驗小區土壤分析之結果，發現土壤之有機質含量與氮肥施用量之多寡沒有關係，而土壤之酸鹼值呈微量降低，同時各處理區間亦無一定趨勢存在，顯示施用氮肥對農地土壤之影響是長期作用累積之效果。本試驗之結果顯示參試四個水稻推廣品種的氮肥施用量，第一期以不超過140kg N/ha 爲佳，而第二期作可降低至90kg N/ha，可以降低植株高度、倒伏指數及病害爲害程度，成熟期更可以提早，雖然稻穀產量略微減產，但維持稻米品質及節省投入成本可彌補其不足。

關鍵詞：水稻、稻穀產量、氮肥、農藝性狀。

在全球人口猛增而有效耕種土地增加有限的壓力下，除了經由品種改良培育高產的作物品種外，改善栽培技術對提高產量之幫助亦獲肯定，因此有「要想獲得高產，必須使用化學肥料」[18]的認知。其中尤以施用氮肥之增產效果最爲顯著。根據統計[7]在1981年全世界氮肥之使用量爲6,000萬噸，至1987年度上升至7,400萬噸，估計至本世紀末將突破一億噸。雖然大幅度增加農業資材投入以改變作物生長環境的方法可獲得大量增產的效果，然其不但要消耗大量的人力及物力，同時也可能造成種種生態與環境的問題，甚至導致資源退化[18]、環境污染[7,12]和投入效益下降[20]。因此，如何重新釐定糧食－生態－環境－人口彼此的關係，是現今農業發展上值得思考的問題。

本省自光復至今，水稻單位面積產量提高了一倍以上[22]，增產之因素很多，諸如產量高且不易倒伏品種之育成、病蟲害防治法之強化、耕作技術之改良等，其中又以氮肥施用量的增加更是一項重

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第1855號。
2. 本所農藝系助理。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 本所農藝系助理研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
4. 本所農藝系副研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

要因素。對於氮肥之施用量及施用方式與產量之關係探討的文獻很多[5,6,13,15,17,24,26]，Youself *et al*[29]指出每公頃施用150公斤氮素，分四次施用對於產量及蛋白質含量均有增加效果；增加氮肥或施用追肥對穗數或一穗粒數有增加效果[5]；齊穗期追施氮肥有提高產量之效果，但齊穗期以後則對產量沒有影響[28]。雖然氮肥對產量有正面貢獻，然而長期投入大量氮肥之結果，亦產生許多負面效應，如植株組織柔軟，稻葉變寬長下垂[25]，倒伏發生機率提高[22]，千粒重減輕[5]，病蟲害滋生蔓延[1,9,14,19,21]，土壤逐漸酸化；植株成熟期遲緩，致使穀粒發育停止，增加死米及乳白米之產生[3,10]，病蟲害發生嚴重，導致有色米及斑點米增加[27]，穀粒蛋白質含量大幅提高，米飯的黏彈性降低，硬度增加，食味品質降低[11]。

現今本省推廣之水稻品種皆於「高投入」之條件下選育而成，對於氮肥及農藥之需求亦高，長期以來政府對推廣之水稻品種皆訂定有氮肥施用推薦標準量；第一期作中、南、東部爲120～140kg N/ha，二期作約100～120kg N/ha，北部一期作爲110～130kg N/ha，第二期作80～100kg N/ha[16]。然而則可能由於本省肥料價格便宜，一般農民普遍施肥量偏高，據者瞭解嘉南平原第一、二期作稻田之施氮量高達200kg/ha，臺東、花蓮及蘭陽平原亦達160kg N/ha之譜，桃竹苗地區第一期作130 kg N/ha，第二期作110kg N/ha，臺中地區第一期作150kg N/ha，第二期作120kg N/ha，不但形成能源的浪費，對環境生態亦造成嚴重潛在威脅。目前我國農業政策鼓勵將農田休閒化或種植綠肥等措施以維持地力，並強調其永續性經營，期望能集兼顧生產、生態及生活於一體的產業，因此，過去的作法與習慣急需作一番調整。以往有關水稻之氮肥試驗雖有注意到病害的發生程度，但均以如何提高產量或維持一定產量上之觀點去衡量，從病蟲害發生程度及農地土壤變化的觀點探討之報告很少，基此，本研究擬針對本省現今稻米生產環境，再次探討施用氮肥對現行推廣水稻品種之產量、品質、農藝性狀表現之影響，並調查病害發生之頻度與程度，倒伏發生之程度，以及農田土壤中大量元素之變化，以維護農田生態的角度，評估降低施氮量之可行性，以供實際田間栽培管理之參考。

材料與方法

以現行主要推廣品種臺農67號、臺稉 2 號、臺稉 6 號及臺中秈10號等四個品種爲材料，分別於1993及1994年二月中旬及七月下旬於臺灣省農業試驗所農場各插植一次，計兩年四個期作。試驗田區採裂區設計，以氮肥爲主區，以參試品種爲副區，三重複。每小區種植八行，每行插植32株，4～6本植，行株距30×15公分。肥料主區均以田埂分隔，並有各自之灌排系統，同時氮肥主區每年皆固定，惟主區內之品種每年逢機排列。田間氮肥處理分爲四個等級，分別爲第一期60、100、140及180kg N/ha，第二期作60、90、120及150kg N/ha。全氮之30%與72kg/ha 之磷肥及48kg/ha 的鉀肥混合於整地前當作基肥一次施用；全氮之55%於插植後15天及35天分兩次施用，剩餘之量則於幼穗形成期時以穗肥施用。田間管理依普通慣行方法施行，病蟲害控制本經濟防治爲原則考量，第一、二期作物以22.55%陶斯松乳劑（1.8L/ha）、45%一品松乳劑（1.0L/ha）、25%歐殺松乳劑（2.0L/ha）、及25%布芬淨粉劑（0.8kg/ha）混合施用，稀釋500倍。第一期作於移植後50天及74天，第二期作則於22天及52天各噴施一次。生育期中注意調查各種病害爲害程度，等級之判定依照國際稻米研究所制定之測量手册行之。各小區於主莖之稻穗中央穗軸末端尙未乾枯時期逢機取樣調查 6 株之株高、穗數、地上部之植株生質量及產量構成要素，另收穫各該小區中間部份250株，經脫粒烘乾調整水份含量至14.5%，並風選後所得穀粒重，估算小區稻穀產量。並於各該期作收穫後即進行各處理區之土壤取樣送請本所農化系進行分析，分別測量其有機質含量、酸鹼值、有效磷含量及有效鉀含量。

結　果

一、綜合變方分析

表 1 爲合併1993年及1994年兩年的第一、二期作之農藝性狀、產量及產量構成要素之綜合變方分析。第一期作各種性狀對氮肥處理均呈現顯著差異，不同品種間之性狀除稔實率差異呈不顯著外，其他調查性狀在品種間皆呈極顯著差異；而株高、生育日數及稔實率等性狀在品種與氮肥具有極顯著交感效應，稻穀產量及千粒重則具有顯著交感效應，顯示該等性狀因品種不同對氮肥之反應有差異；收穫指數、穗數及一穗粒數等性狀之品種與氮肥用量間交感效應不顯著，顯示所有品種該三性狀對氮肥處理之反應的趨勢皆相同。第二期作株高、生育日數、穗數及千粒重等性狀對氮肥處理之反應呈極顯著差異，收穫指數呈差異顯著，稻穀產量、一穗粒數及稔實率則呈差異不顯著；品種間除生育日數呈差異不顯著外，其他調查性狀皆呈差異極顯著；而除株高在品種與氮肥用量間具有顯著交感效應外，其他性狀皆不具有交感效應。

表 1. 各農藝性狀之綜合變方分析

Table 1. Combined analysis of variance on agronomic characteristics.

S.O.P.	DF	Mean Square							
		Plant height	Growth duration	Grain yield	Panicle number	Spikelets /panicle	Seed set	1000-grain weight	Harvest index
1st crop									
Year (Y)	1	103.8	38.8**	953810.0	96.8**	635.5	174.4*	8.8*	277.1**
Block/year	4	16.5	0.9	235310.0	0.6	245.6	17.2	0.7	0.3
Nitrogen (N)	3	517.0**	34.8**	4663190.2**	58.6**	413.0*	138.3**	8.6**	17.0**
YxN	3	24.5**	4.0*	335506.9*	0.4	16.8	21.8	1.0	4.8
NxBlock/year	12	9.7	1.0	77400.7	1.9	98.3	8.2	0.8	2.1
Variety (V)	3	235.5**	22.7**	5854775.2**	73.5**	412.8**	8.7	12.1**	132.9**
YxV	3	31.3**	4.1**	920765.2*	3.6	193.2	15.3	8.1**	4.9
VxN	9	27.7**	1.1**	267544.3*	1.8	91.0	26.3**	1.6*	2.7
YxVxN	9	5.9	0.2	70663.4	1.5	87.0	14.1	0.2	2.7
Error	48	5.8	0.3	110423.3	1.8	106.5	9.1	0.6	2.1
2nd crop									
Year (Y)	1	455.8**	1.0	25366928.1**	24.3	2400.0	6286.9	47.0	118.5
Block/year	4	18.2*	0.2	452111.8*	2.9	54.8	12.6	2.2	15.1
Nitrogen (N)	3	218.7**	23.3*	207989.0	18.1**	358.5	172.0	5.6**	27.8*
YxN	3	18.7	0.4	265638.9	1.3	111.1	73.3	0.3	12.1
NxBlock/year	12	99.8	0.5	154605.1	1.0	133.6	61.4*	0.9	5.3
Variety (V)	3	1834.5**	0.4	1776685.9**	5.5**	1612.9**	716.5**	25.7**	144.8**
YxV	3	11.2	0.1	7406085.3**	1.4	200.6	422.1**	6.9**	27.8**
VxN	9	95.4*	0.7	103452.8	0.9	99.8	46.7	1.3	4.1
YxVxN	9	49.2	0.3	408692.7*	1.7	82.1	51.6	0.3	8.1
Error	48	5.0	0.3	181932.1	1.3	116.4	28.0	0.8	4.4

*,** significant at 0.05 and 0.01 probability levels, respectively.

二、農藝性狀及產量

由於第一期作除穗數、一穗粒數及收穫指數等性狀之品種與施氮量間交感不顯著外，其他性狀於品種與施氮量間交感顯著（表 1），爲了瞭解施氮量對交感顯著性狀之影響，進一步就各別品種之性狀於不同氮肥用量處理下的反應進行分析，表 2 爲第一、二期作各品種之農藝性狀及產量於不同施氮

量的反應。第一期作所有參試品種之株高雖然隨施氮量增加而增加，但除臺農67號之各施氮量間有顯著差異外，各品種之株高於施氮量140kg/ha 以上的處理增加不顯著；品種的生育日數對施氮量之反應趨勢同株高，隨施氮量增加遞增，唯臺稉 2 號於施氮量140kg/ha 以上之處理則無延長效果；所有品種之稻穀產量於施氮量140kg/ha 以下之處理，隨施氮量增加遞增，然當施氮量增加至180kg/ha 時，臺農67號、臺稉 6 號及臺稉 2 號只是微量增加或減少，都與施氮量140kg/ha 之稻穀產量差異不顯著，僅臺中秈10號隨施氮量遞增呈明顯增加；參試品種之稔實率隨施氮量遞增呈遞減趨勢，但其中僅臺農67號及臺稉 2 號在施氮量間差異達 5 %顯著水準，臺稉 6 號及臺中秈10號各氮肥處理間差異皆不顯著；而除臺中秈10號之千粒重隨施氮量改變未呈顯著差異外，其他參試品種之千粒重在施氮量增加至180kg/ha 時則減少；所有參試品種之穗數及一穗粒數皆隨施氮量增加呈增加之趨勢，而收穫指數隨施氮量增加變化幅度不大，180kg N/ha 處理反而有下降趨勢。

表 2. 第一、二期作各品種於不同氮肥等級的農藝性狀平均值

Table 2. Means of agronomic characteristics for each rice cultivar under different nitrogen rates in the two rice crop seasons.

Variety	Nitrogen rates (kg/ha)	Plant height (cm)	Growth duration	Grain yield (kg/ha)	Seed set (%)	1000-grain weight (g)	Panicle number	Spikelets /panicle	Harvest index
1st crop									
Tainung 67									
	60	98.2d[z]	122.0c	6345.8b	92.1a	27.3a	14.3c	101.3a	50.8a
	100	101.5c	121.7c	6832.7ab	89.3a	26.6a	15.4bc	98.0a	50.1a
	140	107.8b	124.0b	7163.2a	90.4a	26.2a	16.5b	105.8a	50.4a
	180	110.9a	125.0a	6680.2ab	83.0b	24.7b	18.4a	107.2a	47.4b
	L.S.D.	2.4	0.8	511.1	5.0	1.1	1.4	8.4	2.0
Taikeng 2									
	60	98.6c	123.8b	5816.7c	93.4a	28.4a	14.3b	81.0a	46.4a
	100	104.5b	124.7b	6413.7b	89.7b	27.7ab	15.6b	83.3b	46.0a
	140	110.0a	125.7a	6810.8a	87.0bc	27.4b	17.5a	89.5bc	46.6a
	180	111.2a	126.5a	6830.0a	84.9c	27.0b	18.6a	90.2c	45.3a
	L.S.D.	2.4	0.9	248.5	2.8	0.9	1.17	2.8	1.6
Taiigen 6									
	60	96.3b	123.0c	5915.5c	90.8a	27.0a	13.9b	98.2a	53.5a
	100	99.5b	123.0c	6563.7b	91.0a	26.7a	14.5b	105.5a	51.4ab
	140	105.9a	124.3b	7076.8a	88.5a	26.0ab	16.0ab	113.0a	52.0ab
	180	107.2a	125.5a	7004.7a	86.8a	25.3b	17.9a	100.5a	49.7b
	L.S.D.	5.0	0.9	535.1	3.9	1.2	2.1	19.6	2.6
Taichung Sen 10									
	60	108.3b	124.2b	6981.7c	89.2a	26.9a	12.1a	123.3b	46.7a
	100	108.1b	124.7b	7349.2c	90.9a	27.6a	11.8a	128.8ab	47.8a
	140	110.5ab	125.0b	7769.0b	90.3a	27.0a	12.9a	134.3ab	45.6a
	180	111.9a	126.2a	8220.7a	89.5a	27.1a	13.8a	139.5a	45.0a
	L.S.D.	2.8	0.8	411.2	2.7	0.9	1.6	13.4	3.8
2nd crop									
Tainung 67									
	60	106.8b	102.2c	6149.8a	81.9a	26.6a	14.0c	105.0a	52.0a
	90	107.2b	103.3b	5955.2a	78.9a	25.5a	14.2bc	108.7a	51.6a
	120	110.5a	104.5a	6134.2a	79.1a	26.1a	15.4ab	106.5a	51.1a
	150	111.9a	104.2ab	5623.8a	82.0a	25.8a	15.8a	107.0a	49.8b
	L.S.D.	2.4	0.9	760.7	10.4	1.6	1.2	15.2	2.0

(續表2)

Variety	Nitrogen rates (kg/ha)	Plant height (cm)	Growth duration	Grain yield (kg/ha)	Seed set (%)	1000-grain weight (g)	Panicle number	Spikelets /panicle	Harvest index
Taikeng 2									
	60	109.4c	102.2c	6127.2a	90.3a	28.4a	13.8b	100.0a	52.1a
	90	112.7b	102.7c	6116.3a	87.7a	27.7ab	14.0b	90.2a	50.0ab
	120	110.6c	103.7b	6353.2a	88.8a	28.3a	14.7b	96.2a	50.8ab
	150	114.6a	104.8a	6192.0a	78.4b	27.1b	15.9a	93.5a	48.9b
	L.S.D.	1.9	0.6	314.9	4.8	0.9	1.0	12.5	2.0
Taikeng 6									
	60	103.6b	102.2b	6232.3a	86.1a	26.2ab	13.3a	119.7a	53.5a
	90	106.6ab	102.8b	6264.7a	84.7ab	26.7a	13.8a	110.2ab	51.4ab
	120	107.7a	104.2ab	6410.3a	82.3ab	26.3ab	14.6a	106.0b	52.0ab
	150	109.1a	104.3a	6138.7a	77.2b	25.0b	15.2a	105.2b	49.7b
	L.S.D.	3.6	0.9	367.0	8.1	1.4	1.9	11.7	2.6
Taichung Sen 10									
	60	99.1a	102.8b	5463.7a	74.5a	25.9a	13.6ab	124.5a	46.7a
	90	100.5a	103.0b	5560.0a	74.8a	26.2a	12.4b	114.0a	47.8a
	120	100.2a	104.0a	5491.5a	74.0a	25.2b	14.5a	110.8a	45.6a
	150	100.2a	104.5a	5527.8a	70.0a	24.7c	14.5b	107.3a	45.0a
	L.S.D.	3.2	0.6	501.6	6.7	0.53	1.7	17.2	3.8

[z] Means followed by the same letters are not significantly different at 0.05 level.

第二期作除株高於品種與施氮量的交感顯著外，其他調查性狀於品種與施氮量交感皆不顯著（表1）。各參試品種之株高對施氮量的反應，除臺中秈10號在處理間差異不明顯外，其他品種在施氮量間差異顯著，其中臺稉2號在施氮量120kg/ha 時比90kg/ha 低外，餘者依施氮量增加而增高；所有參試品種之生育日數隨施氮量增加遞增；稻穀產量則不隨施氮量改變而異；臺農67號及臺中秈10號之稔實率於施氮量間差異不顯著，臺稉2、6號在施氮量間則差異顯著；各品種之千粒重與施氮量之關係不一致，臺農67號之千粒重各處理間差異不顯著，而其他品種在施氮量達150kg/ha 時千粒重明顯減少；各品種之穗數對施氮量之反應關係與第一期作之結果相同，除臺稉6號之施氮量間差異不顯著外，其他品種之穗數隨施氮量增加而增加；臺農67號、臺稉2號及臺中秈10號之一穗粒數於施氮量間差異不顯著，而臺稉6號之一穗粒數隨施氮量增加呈明顯減少；臺農67號、臺稉2及臺稉6號之收穫指數於施氮量150kg/ha 時最小，臺中秈10號沒有差異。

由於第一、二期作之穗數、一穗粒數與收穫指數及第二期作之生育日數、稻穀產量、稔實率及千粒重等性狀於品種與施氮量間不具有交感效應，所以可針對氮肥或品種處理主效應進行比較，以進一步瞭解各性狀在平均所有參試品種下受施氮量之影響，以及不考慮氮肥施用量下各品種之綜合表現之差異。表3爲不同品種及不同氮肥處理等級下農藝性狀平均值之比較，由表顯示第一期作平均所有參試品種對氮肥之綜合表現，穗數隨施氮量增加而明顯遞增，各品種之穗數綜合表現以臺稉2號及臺農67號表現最佳，臺稉6號次之，臺中秈10號最差；平均所有參試品種之一穗粒數亦隨施氮量增加遞增，施氮量超過100kg/ha 之處理差異不顯著，各品種之綜合表現以臺中秈10號表現最佳，臺農67號及臺稉6號次之，臺稉2號最差；平均所有參試品種之收穫指數於施氮量140kg/ha 以下之處理差異不顯著，施氮量增加至180kg/ha 反而明顯下降，各品種之綜合表現以臺中秈10號表現最佳，臺農67號次之，臺稉2、6號表現最差；第二期作平均所有參試品種之生育日數隨施氮量增加延長，而各品種之綜合表現則差異不顯著；平均所有參試品種之稻穀產量在施氮量間差異不顯著，各品種之綜合表現以臺稉2、6號表現最佳，臺農67號次之，臺中秈10號最差；平均所有參試品種之稔實率在施氮量間

差異亦不顯著，各品種之綜合表現以臺稉 2 號表現最佳，臺農67號及臺稉 6 號次之，臺中秈10號最差；平均所有參試品種之千粒重於施氮量120kg/ha 以下差異不顯著，施氮量150kg/ha 反而降低，各品種之綜合表現以臺稉 2 號表現最佳，其他品種次之；平均所有參試品種之穗數於120kgN/ha 以上之處理明顯高於90kgN/ha 以下處理，各品種之綜合表現除臺中秈10號表現較差外，其他品種差異不顯著；施氮量間之平均所有參試品種的一穗粒數差異不顯著，各品種之綜合表現以臺中秈10號及臺稉 6 號表現最佳，臺農67號次之，臺稉 2 號最差；平均所有參試品種之收穫指數隨施氮量之增加呈遞減趨勢，唯施氮量120kg/ha 以下之處理差異不顯著，各品種之綜合表現以臺稉 2 、 6 號及臺農67號明顯高於臺中秈10號。

表 3. 第一、二期作不同品種及不同氮肥等級的農藝性狀平均值之比較

Table 3. Means of agronomic characteristics for different rice cultivars and different nitrogen rates in the two rice crop seasons.

Treatment	Plant height (cm)	Growth duration	Grain yield (kg/ha)	Seed set (%)	1000-grain weight (g)	Panicle number	Spikelets /panicle	Harvest index
				1st crop				
Nitrogen (kg/ha)								
60	100.3c[z]	123.2c	6264.5c	91.5a	27.4a	13.6c	101.1b	49.7a
100	103.4b	123.5b	6789.0b	89.8b	27.1b	14.3c	103.8b	49.0a
140	108.9a	124.8a	7183.4a	89.0b	26.7b	15.7b	108.8a	49.0a
180	110.2a	125.8a	7204.4a	86.0c	26.0c	17.2a	110.0a	47.7b
L.S.D.	2.0	0.6	175.0	1.8	0.6	0.9	6.2	0.9
Variety								
Tainung 67	104.6c	123.0c	6754.9b	88.7a	26.2c	16.1ab	103.0b	49.7b
Taikeng 2	106.3b	125.2a	6467.0c	88.7a	27.6a	16.5a	85.4c	46.0c
Taikeng 6	102.2d	124.0b	6639.7bc	89.2a	26.2c	15.6b	104.4b	48.2c
Taichung Sen 10	109.7a	125.0a	7579.6a	89.0a	27.2b	12.7c	130.8a	51.6a
L.S.D.	1.4	0.3	192.9	1.7	0.5	0.8	6.0	0.8
				2nd crop				
Nitrogen (kg/ha)								
60	104.7c	102.3c	5992.8a	83.2a	26.8a	13.7b	111.0a	51.0a
90	106.8b	103.0b	5973.9a	81.5a	26.5a	13.6b	105.5a	50.2a
120	107.2ab	104.1a	6097.0a	81.1a	26.5a	14.8a	104.3a	49.7ab
150	109.0a	104.5a	5870.0a	78.9a	25.7b	15.4a	104.0a	48.5b
L.S.D.	1.8	0.5	247.3	4.9	0.6	0.6	7.3	1.5
Variety								
Tainung 67	109.1b	103.5a	5965.3b	80.5b	26.0b	14.8a	106.3b	51.1a
Taikeng 2	111.8a	103.3a	6197.0ab	86.3a	27.9a	14.6a	94.8c	50.4a
Taikeng 6	106.7c	103.4a	6261.0a	82.5b	26.0b	14.2ab	109.9ab	51.6a
Taichung Sen 10	100.0d	103.6a	5510.1c	73.3c	25.5b	13.7b	113.8a	46.2b
L.S.D.	1.3	0.3	247.6	3.1	0.5	0.7	6.3	1.2

[z] Means followed by the same letters are not significantly different at 0.05 level.

三、氮肥之效應反應

針對各品種之某些性狀在氮肥用量間具有顯著差異，故進一步就各試驗品種性狀對氮肥用量之關係求配反應模式，表 4 爲不同參試品種之農藝性狀對氮肥反應曲線之變方分析結果。第一期作臺農67號、臺稉 6 號及臺中秈10號之株高對施氮量呈直線關係，即施氮量越多測量株高越高，而臺稉 2 號呈

顯著三次曲線關係；生育日數與施氮量之關係，除臺農67號呈三次曲線關係外，臺稉 2 號、6 號及臺中秈10號皆呈直線關係；施氮量對稻穀產量之影響，臺農67號、臺稉 6 號及臺稉 2 號呈二次曲線關係，而臺中秈10號呈直線關係；施氮量對稔實率、千粒重及穗數之影響，臺農67號、臺稉 6 號及臺稉 2 號呈直線關係，臺中秈10號則不具有線性關係；所有品種之一穗粒數與施氮量不具有線性關係；臺農67號及臺稉 6 號之收穫指數與施氮量呈直線關係，臺稉 2 號及臺中秈10號則不具有線性關係。

表 4. 不同品種各農藝性狀對氮肥反應曲線分析結果

Table 4. Analysis of response curve on agronomic characteristics to nitrogen fertility for different rice cultivars.

S.O.P.	DF	Mean Square							
		Plant height	Growth duration	Grain yield	Panicle number	Spikelets /panicle	Seed set	1000-grain weight	Harvest index
					1st crop				
Tainung 67									
Linear	1	591.9**	45.6**	523533.6	52.8**	185.0	202.8**	19.6**	28.9**
Quadratic	1	0	1.5	1407472.7*	0.9	40.0	31.7	1.2	8.0
Cubic	1	12.4	4.0**	130152.5	0.1	63.1	45.6	0.8	5.8
Taikeng 2									
Linear	1	584.3**	24.3**	3551112.1**	65.7**	246.5	242.0**	6.4**	0.9
Quadratic	1	52.8*	0	498528.4**	0.1	6.0	3.7	0.2	1.9
Cubic	1	19.5*	0	9345.7	0.6	17.6	0	0.2	2.0
Taikeng 6									
Linear	1	454.0**	23.4**	4287654.1**	54.4**	43.2	102.9**	9.7**	13.9**
Quadratic	1	5.8	2.0	778680.4*	2.4	560.7	6.5	0.2	0
Cubic	1	21.0	0.7	61608.0	0	132.3	5.1	0	1.1
Taichung Sen 10									
Linear	1	52.1**	12.0**	5129881.1**	12.2	790.5	0.1	0	10.0
Quadratic	1	3.5	0.7	10375.0	1.9	0	9.8	0.6	2.7
Cubic	1	3.4	0.3	126.1	0.8	0.1	1.3	1.1	0
					2nd crop				
Tainung 67									
Linear	1	104.7**	15.4**	587440.1	13.5**	1.4	0.1	0.9	14.3
Quadratic	1	1.7	3.4*	151686.0	0	7.0	52.7	1.1	1.2
Cubic	1	6.7	0.7	339416.0	0.8	21.7	0.1	1.8	0.2
Taikeng 2									
Linear	1	54.7**	24.3**	55685.2	15.1**	58.0	353.5**	3.3*	24.4*
Quadratic	1	0.7	0.7	33675.0	1.5	60.2	92.4*	0.5	0.1
Cubic	1	39.7**	0	124485.2	0	182.5	68.8*	3.0*	8.9
Taikeng 6									
Linear	1	93.8**	18.4**	5699.4	12.6	559.0	253.8	4.5	35.4*
Quadratic	1	3.8	0.4	139385.0	0	126.0	21.6	4.8	0.1
Cubic	1	1.8	1.0	85280.0	0	2.4	0.9	0	0.7
Taichung Sen 10									
Linear	1	2.5	10.8**	4514.1	7.3	853.3	63.2	6.6**	11.0
Quadratic	1	2.9	0.2	5581.5	2.6	88.2	28.0	0.9*	0.4
Cubic	1	1.3	0.5	22195.2	8.8*	13.3	1.5	0.9*	15.6

*,** significant at 0.05 and 0.01 probability levels respectively.

第二期作施氮量對株高之影響，臺農67號及臺稉 6 號呈直線關係，臺稉 2 號呈三次曲線關係，臺中秈10號不呈線性關係；施氮量與生育日數之關係，除臺農67號呈二次曲線關係外，臺稉 2 號、臺稉 6 號及臺中秈10號皆呈直線關係；施氮量對稻穀產量及一穗粒數之影響，所有參試品種均無線性關係；施氮量對稔實率之影響，除臺稉 2 號呈三次曲線關係外，臺農67號、臺稉 6 號及臺中秈10號無線性關係：施氮量與臺農67號及臺稉 6 號之千粒重不具有線性關係，與臺稉 2 號及臺中秈號呈三次曲線關係；氮肥用量與臺農67號及臺稉 2 號之穗數呈直線關係，與臺中秈10號呈三次曲線關係，與臺稉 6 則不具有線性關係；臺稉 2 號及臺稉 6 號之收穫指數與施氮量呈直線關係，臺農67號及臺中秈10號則不具有線性關係。

綜合上述反應曲線分析結果，各品種絕大多數性狀均呈直線關係，至於呈二、三次曲線關係的性狀，除了極少數（如第一期作臺農67號之稻穀產量，第二期作臺稉 2 號之株高、稔實率及千粒重）外，其直線成分均方值佔總變異之比例甚大，故以直線關係來解釋品種性狀對氮肥反應之關係，應可解釋絕大部份之變異性，因此列出表 5 之不同品種對氮肥反應之直線反應迴歸方程式，唯某些品種之性狀對氮肥反應之直線迴歸方程式配合度較差（R^2較低）之原因，爲配合點數太少所致（2 年 x3 重複）。以第一期作臺農67號之株高的直線迴歸方程式91.29＋0.11N（N 代表施氮量之處理等級）爲例說明，表示不施氮肥下，臺農67號之平均株高爲91.29公分，每增加施氮量10kg/ha，可增加株高1.1公分，至於其他直線迴歸方程式之代表意義亦以此類推。

表 5. 不同品種各農藝性狀對氮肥反應之直線迴歸方程式之估計結果

Table 5. Estimation of linear regression equation on agronomic characteristics to nitrogen fertillity for different rice cultivars.

Estimate of regression	Plant height	Growth duration	Grain yield	Panicle number	Spikelets /panicle	Seed set	1000 weight	Harvest index
				1st crop				
Tainung 67								
$b0^z$	91.29**	119.38**	6,355.22**	12.16**	95.60**	96.5 **	28.60**	52.60**
b1	0.11**	0.03**	3.33	0.03**	0.06	−0.065**	−0.02**	−0.03*
R^2	0.86	0.69	0.10	0.40	0.14	0.32	0.34	0.17
Taikeng 2								
b0	93.04**	122.47**	5,434.89**	12.06**	76.82**	97.25**	29.0 **	46.49**
b1	0.11**	0.02**	0.60**	0.04**	0.07*	−0.07**	−0.012*	−0.004
R2	0.71	0.38	0.63	0.57	0.19	0.41	0.26	0
Taikeng 6								
b0	90.56**	121.31**	5,505.56**	11.52**	100.82**	94.83**	27.94**	50.25**
b1	0.10**	0.02**	9.45**	0.03**	0.03	−0.05**	−0.01**	−0.02
R^2	0.57	0.60	0.64	0.47	0.01	0.34	0.43	0.13
Taichung Sen 10								
b0	105.72**	123.10**	6,339.08**	10.74**	115.43**	89.86**	27.09**	53.29**
b1	0.03*	0.02**	10.34**	0.02*	0.13*	0.001	0	−0.01
R^2	0.18	0.30	0.47	0.19	0.23	0	0	0.09
Tainung 67								
b0	102.57**	101.03**	6,455.02**	12.50**	105.53**	82.67**	26.60**	53.52**
b1	0.06**	0.02**	−4.66	0.02**	0.007	0.002	−0.005	−0.02
R^2	0.30	0.51	0.03^{7}	0.37	0	0	0.035	0.06
Taikeng 2								
b0	107.10**	100.18**	6,046.25**	12.09**	99.65**	98.32**	29.02**	53.59**
b1	0.05*	0.03**	1.44	0.02**	−0.047	−0.11*	−0.01*	−0.03*
R^2	0.24	0.83	0.02^{8}	0.44	0.02	0.21	0.20	0.19

(續表 5)

Estimate of regression	Plant height	Growth duration	Grain yield	Panicle number	Spikelets /panicle	Seed set	1000 weight	Harvest index
Taikeng 6								
b0	100.55**	100.63**	6,309.28**	11.95**	124.98**	92.74**	27.40**	55.42**
b1	0.06*	0.03**	−0.46	0.02²*	−0.14	−0.097	−0.013	−0.01*
R^2	0.26	0.67	0.00²	0.23	0.15	0.16	0.09	0.23
Taichung Sen 10								
b0	99.01**	101.48**	5,467.15**	12.02**	132.42**	78.38**	27.17**	48.35**
b1	0.01	0.02**	0.41	0.02	−0.18*	−0.05	−0.016	−0.02
R^2	0.01	0.61	0	0.11	0.18	0.01	0.10	0.04

*,** significant at 0.05 and 0.01 probability levels, respectively.

ᶻ b0: intercept, b1: slope regression coefficient, R2: coefficient of determination.

四、病害發生程度

為了確實瞭解氮肥用量對水稻生育之影響，調查不同用量氮肥處理區內各品種之病害發生程度，表 6 為第一期所發生之病害種類、程度及倒伏指數。第一期作發生之病害有紋枯病及穗稻熱病，除臺中秈號於兩年試驗期間皆無發生穗稻熱病外，其他品種之病害程度隨施氮量增加而轉劇，當施氮量為60kg/ha 時，各品種之紋枯病罹病指數約為 1 左右，施氮量提昇至100kg/ha，除臺稉 2 號罹病指數提高為2.7外，臺農67號及臺稉 6 號之指數皆為 2 ，而臺中秈10號，則不受影響；當氮肥提高至140kg/ha 以上，所有參試品種之罹病指數皆為2.2以上。當施氮量為60kg/ha 時，臺農67號之穗稻熱病指數為1.8，臺稉 2 號為0.3，幾乎沒有感病，臺稉 6 號為1.2，待施氮量達100kg/ha 時，臺農67號之罹病指數提高至2.8、臺稉 2 號1.5、臺稉 6 號2.2，施氮量增加至140kg/ha 時，臺農67號之罹病指數提高至3.7，而臺稉 2 號及 6 號之罹病指數與施氮量為100kg/ha 時相若，待施氮量提高至180kg/ha，三稉稻品種之穗稻熱病皆轉劇。各品種之倒伏指數於用氮量60kg/ha 時皆為 1 左右，待施氮量提高至100kg/ha 時，除臺農67號上升至2.7外，其他參試品種之指數無太大變化；待施氮量再增加至140 kg/ha，其他參試品種指數皆大幅提高，唯臺中秈10號指數依然沒有太大變化，直到施氮量提高至180kg/ha，所有品種之倒伏指數均大幅提高。

表 6. 第一期作參試品種於不同氮肥等級處理下病害及倒伏發生之程度

Table 6. Comparison with some disease infestation and lodging index of rice cultivars used under different nitrogen rates in the 1st rice crop season.

Variety	Nitrogen rates (kg/ha)	Sheath blight		Panicle blast		Lodging index	
		Mean	Range	Mean	Range	Mean	Range
Tainung 67	60	1.2	0~3	1.8	1~3	1.0	1
	100	2.0	1~5	2.8	1~4	2.7	1~3
	140	3.7	3~5	3.7	1~5	5.0	3~7
	180	4.3	3~5	5.2	3~6	7.0	5~9
Taikeng 2	60	1.0	0~3	0.3	0~1	1.0	1
	100	2.7	1~5	1.5	0~3	1.0	1
	140	2.5	0~5	1.7	1~3	2.3	1~5
	180	2.7	1~5	2.5	1~3	3.0	3
Taikeng6	60	0.8	0~3	1.2	0~3	1.0	1
	100	2.0	1~3	2.2	1~3	1.3	1~3
	140	2.8	0~5	2.5	1~4	2.3	1~5
	180	4.7	3~7	3.5	3~5	5.0	1~9
Taichung Sen 10	60	0.8	0~3	0	0	1.0	1
	100	0.7	0~1	0	0	1.0	1
	140	2.2	0~5	0	0	1.0	1
	180	2.7	1~5	0	0	2.3	1~3

第二期作發生之病害有紋枯病、小粒菌核病及白葉枯病（如表 7 ）。於施氮量在60kg/ha、90kg/ha 時，參試品種紋枯病之罹病指數在 3 左右或以下，待施氮量增加至120kg/ha，除臺稉 6 號罹病指數沒有上昇外，臺農67號指數跳增至5.0，臺稉 2 號增至3.7，臺中秈10號增至4.3，但當施氮量提昇至150kg/ha 時，臺稉 6 號罹病指數也大幅跳昇至5.7，其他品種之罹病指數與120kg/ha 時之情狀大致相似。小粒菌核病發生的趨勢與紋枯病相若，於施氮量90kg/ha時，臺農67號及臺中秈10號罹病指數爲3.7，臺稉 2 號及臺稉 4 號爲2.3，待施氮量增加至120kg/ha 以上時，臺農67號及臺中秈10號之指數跳昇至5.0以上，臺稉 2 號及臺稉 6 號亦跳昇至3.0以上。白葉枯病是目前水稻病害中相當令人頭疼的一種，若不適時防治，即會大面積感染發生。由表可發現，除臺中秈10號各氮肥等級皆嚴重發生外，其他參試品種於施氮量超過90kg/ha 以上，罹病程度似乎沒有差異。參試品種各氮肥處理間倒伏指數產生之趨勢與第一期作之結果相若，當氮肥用量由90kg/ha 提昇至120kg/ha，指數即大幅跳昇，而且施氮量愈加重指數愈增加。

表 7. 第二期作參試品種於不同氮肥等級處理下病害及倒伏發生之程度

Table 7. Comparison with some disease infestation and lodging index of rice cultivars used under different nitrogen rates in the 2nd rice crop season.

Variety	Nitrogen rates (kg/ha)	Sheath blight		Stem rot		Bact. leaf blight		Lodging index	
		Mean	Range	Mean	Range	Mean	Range	Mean	Range
Tainung 67	60	3.0	3	5.0	3~7	5.7	5~7	3.7	3~5
	90	3.7	3~5	3.7	3~5	8.3	7~9	3.7	3~5
	120	5.0	3~7	5.0	3~5	7.7	7~9	7.7	5~9
	150	5.7	5~7	5.7	5~7	8.3	7~9	9.0	9
Taikeng 2	60	1.7	1~3	1.0	1	3.0	3	1.7	1~3
	90	2.3	1~3	2.3	1~3	6.3	5~7	1.7	1~3
	120	3.7	3~5	3.0	3	5.0	5	3.7	3~5
	150	3.0	3	3.7	3~5	7.0	7	7.0	5~9
Taikeng6	60	1.7	1~3	1.7	1~3	2.3	1~3	1.0	1
	90	3.0	3	2.3	1~3	5.0	5	2.0	1~3
	120	3.0	3	3.7	3~5	4.3	3~5	3.3	3~4
	150	5.7	5~7	5.0	3~7	6.3	5~7	7.0	3~9
Taichung Sen 10	60	3.0	3	5.0	3~7	9.0	9	1.0	1
	90	3.0	3	3.7	3~5	9.0	9	1.0	1
	120	4.3	3~5	5.7	5~7	9.0	9	1.7	1~3
	150	4.3	3~5	5.0	5	9.0	9	2.3	1~3

五、試驗區土壤反應

長期而多量的施用氮肥除對植物體之外表性狀具有明顯影響外，對於耕地之影響又是如何？實有了解之必要。表 8 是各處理區兩年四期作之有機質含量、有效磷、有效鉀及酸鹼值之結果。所測量之各特性於第一、二期之結果差異性很大，但土壤有機質、酸鹼值、有效磷及有效鉀之含量多寡與長期施用氮肥量間並沒有一定變化關係。就有機質含量而言，處理前土壤中含有量爲1.61%，待兩年四期作後土壤中之含量爲1.7%，增加幅度相當有限，而且第二期作之測量值均較第一期作高；處理前土壤酸鹼值爲6.08，屬於偏酸性土壤，至兩年四期作後土壤酸鹼值降爲4.9；土壤中處理前之有效磷含量約爲116kg/ha，待兩年四期作有效磷含量微升至120kg/ha；土壤中有效鉀含量處理前約爲115.7 kg/ha，待處理兩年四期作後有效鉀含量下降至100kg/ha。

表 8. 試驗田區土壤中有機質含量、酸鹼值、有效磷及有效鉀之變化

Table 8. Effects of different nitrogen rates on change in content of organic matter, pH, phosphate and potassium of experimental field plots.

Treatment	Planting time	Organic matter (%)	pH value	Phosphate (kg/ha)	Potassium (kg/ha)
	1992				
	2nd crop	1.61	6.08	116	115.7
N1					
	1993				
	1st crop	1.60	5.86	122	103
	2nd crop	1.80	4.83	130	158
	1994				
	1st crop	1.60	5.93	139	135
	2nd crop	1.80	4.73	116	101
N2					
	1993				
	1st crop	1.60	5.94	118	114
	2nd crop	1.67	5.07	139	147
	1994				
	1st crop	1.83	5.87	118	173
	2nd crop	1.70	4.77	122	104
N3					
	1993				
	1st crop	1.60	5.78	126	110
	2nd crop	1.83	5.57	147	168
	1994				
	1st crop	1.60	5.90	122	134
	2nd crop	1.70	4.83	120	92
N4					
	1993				
	1st crop	1.63	5.81	122	103
	2nd crop	1.83	4.77	120	133
	1994				
	1st crop	1.50	5.73	126	126
	2nd crop	1.70	4.90	120	91

N1：第一、二期作施氮量60kg/ha。
N2：第一期作施氮量100kg/ha，第二期作90kg/ha。
N3：第一期作施氮量140kg/ha，第二期作120kg/ha。
N4：第一期作施氮量180kg/ha，第二期作150kg/ha。

討　論

吳與林[4]依照品種有效分蘗、穗重、倒伏性等特性，將水稻品種耐氮肥性程度區分爲三種反應等級，強反應型之理論產量能依氮肥之增施而直線上升至某相當程度，重氮肥下植株仍保持直立而不倒伏，稔實率亦不受影響；弱反應型之理論產量依氮肥之增施而呈遞減，一般氮肥供給下，植株亦發生倒伏，而於重氮肥時稔實率低落；中反應型應介於兩者之間，適當氮肥可提高理論產量，惟重肥下產量不增加反降低，並有倒伏現象發生。本試驗資料顯示第一期作臺中秈10號之稻穀產量依氮肥之增施而直線上升至相當程度，而臺農67號、臺稉 2 號及臺稉 6 號在適當氮肥用量下具有增產效果，但於重氮肥處理下產量或不增加或反而降低，倒伏現象亦大幅提高。基此，可推論臺中秈10號於本省第一期

作應該屬於強反應型品種，而且具有強耐肥性。臺農67號、臺粳 2 號及臺粳 6 號應該屬於中反應型品種，即供給適當氮肥對稻穀產量很有幫助，但過多氮肥不但沒有幫助反而造成資源浪費及環境的污染。此發現亦同時提供一個訊息，即，於第一期作栽種臺中秈10號，其施肥管理方式應該與參試粳稻品種有別。

本研究中氮肥對稻穀產量之影響，因品種及栽種期作不同而異。雖然第一期作參試粳稻品種之產量於一定施氮量下隨氮肥用量增加遞增，而且對氮肥變級之反應呈二次曲線關係，而第二期作氮肥變級間則差異不顯著，但是兩個期作之稻穀產量於高氮處理下皆呈現增加有限或減少的趨勢。究竟何種因素導致此一結果？衆所皆知，稻穀產量是由穗數、千粒重、稔實率及一穗粒數等四要素所構成，故經由產量構成要素之調查，可提供吾人進一步了解氮肥經由何種產量構成要素影響而決定稻穀生產之豐欠。本試驗中第一期作穗數及一穗粒數隨氮肥用量增加遞增，臺農67號之稔實率及千粒重於施氮量180kg/ha 明顯較其他處理等級降低，臺粳 2 號之稔實率隨施氮量增加遞減，因此，第一期作施用過量氮肥對稔實率及／或千粒重有不良影響，而導致減產或增產有限，而且因品種不同所受影響之性狀亦有差異。雖然第二期作穗數、一穗粒數及稔實率在氮肥處理間差異不顯著，但千粒重隨施氮量遞增遞減，尤以施氮量150kg/ha 之千粒重明顯低於其他處理，所以影響第二期作稻穀產量之性狀主要爲千粒重。由此可知，增加氮肥之施用量雖可以增加水稻之穗數，但對稔實率及千粒重則有負面影響，對一穗粒數之影響因期作不同有差異。因此施以適當氮肥用量對稻穀生產確有顯著幫助，一旦超量使用則對稻穀生產未必有正面助益，而且品種不同受氮肥影響之程度亦有差異

就水稻生育過程觀之，在最高分蘗期前，其收量受單位面積穗數之支配，自最高分蘗期至抽穗前主要受一穗粒數的支配，抽穗後則受稔實率及千粒的支配[19]。本試驗資料顯示，株高及生育日數隨施氮量增加而增加，罹病的程度及倒伏指數亦隨施氮量增加而提高，尤其於第一期作施氮量達140kg/ha 及第二期作達120kg/ha 以上時，罹病與倒伏之程度更是大幅提昇（表 6 、 7 ），因此，若欲維持重氮處理下之稻穀產量，抽穗以後之生長與管理就需特別加以注意，而增加病害防治次數是唯一可行的方式，如此雖然稻穀產量得以維持，但所付出之代價爲造成農地污染的潛在威脅及生產成本增加。雖然依據臺灣省農業藥物毒物試驗所歷年來對大甲溪流域及不同地區地下水之調查結果顯示，目前所使用之農藥對環境的污染很小[2]，然而現今臺灣稻田生態所遭受的破壞，長期而濫用農藥卻是一個重要的因素。

每一個期作各處理區收割之稻草切除後回歸處理區，但各處理區之有機質含量各期作變化不明顯（表 8 ），而且氮肥用量處理間亦無太大差異，因此臺灣農田中有機質含量普遍偏低，似乎不是因長期施用化學肥料之結果，而是長期不注重涵養土地及有機質回歸所造成。再則，土壤中有機質含量第一期作皆較第二期作偏低，此與本省一、二期作之栽培氣候有密切關係，第一期作收穫測量時正值高溫，土壤中氧化還原作用旺盛有機質分解迅速，而第二期作收穫測量時溫度較低，土壤中氧化還原作用較緩慢，有機質分解不若第一期作迅速，因此於第一期作測得之有機質均略低於第二期作。

水稻適應於銨態氮的吸收利用，但其最適濃度相當低，洪[8]指出，在水耕栽培下，20ppm 之銨態氮即可對水稻稻穀生產產生影響；由於土壤中具有很多自動調整機構可緩衝配合，實際田間栽種之水稻忍受性可能更高，發生毒害的機會更小。然而多餘的氮以銨態氮或硝酸態氮的狀態存在農地，若遇到降雨或灌溉，銨態氮留在土壤中成爲交換性陽離子，一部分行硝化作用，一部分隨土粒沖刷流失，留存於沈澱物中[12]；硝酸態氨能通過土層隨水流動，進入地下水層中。其結果造成水庫中藻類大量繁殖、大型水生植物之生長、水中溶氧量降低、混濁度增加及產生味與臭，即所謂的優養化作用（Eutrophication），使得水庫水質嚴重劣化；而飲用水中含有高量硝酸氮，對人體及牲畜之健康都有關係。根據糧食局統計資料[23]，從民國60年到民國80年止，每年臺肥化學肥料銷售量都在80萬公噸以上，而在嘉南平原稻農之用氮量一、二期作皆高達200kg/ha，可見化學肥料在臺灣已濫用到不

得不正視的程度。本試驗資料顯示長期施用氮肥之土壤，其酸鹼值雖下降了1.2（表8），但各氮肥處理間無明顯差異，顯示土壤雖有酸化趨勢，但酸化的程度並不因氮肥施用量增加而加重。而土壤中之有效性磷略微上升，有效鉀則大幅減少，但氮肥處理間亦無一定差異趨勢，而且，期作間之調查數值變異幅度很大，顯示氣候環境對土壤中之磷與鉀的礦化及固定有很大之影響。

本研究之結果顯示稻穀產量第一期作施氮量140kg/ha 以上及第二期作90kg/ha 以上的處理間差異不明顯，雖然參試品種間之反應略有差異，然而若就病害及倒伏發生程度觀之，當第一期作氮肥用量由100kg/ha 增加至140kg/ha，第二期作由90kg/ha 增加至120kg/ha 時，病害及倒伏指數即大幅上升。雖然要精確估算水稻生長所需供應之氮肥量若很困難，一般必須仰賴作物栽培或肥力檢定以後，才能推薦其合理之施肥量，但若施用時期及方式不改變，參試之稉稻品種於中部地區氮肥施用量於第一期作不超過140kg/ha，第二期作下降至90kg/ha，則稻穀產量或許會略微減產，但因株高降低反而可減少倒伏發生之機率，加以病蟲害發生程度及頻率減少且成熟期提早等優點互補下，將有助於穩定產量、維持品質及降低經營之成本。

引用文獻

1. 朱耀沂、林水金、蔣時賢、吳文哲。1975。作物施肥條件與害蟲之發生。科學農業　17：469—480。
2. 李國欽。1991。中華民國農學團體八十年聯合會中心議題討論專集。45—46頁。
3. 宋　勳。1980。施肥法影響水稻碾米品質之研究。臺中區農業改良場研究彙報新　3：20—23。
4. 吳育郎、林富雄。1968。水稻品種特性與肥料反應。科學農業　16：251—254。
5. 林富雄、邱運全。1983。氮肥用量與栽培密度對水稻收穫指數之影響。237—239頁。稻作改良年報　71年版。
6. 林俊隆、林燦隆。1986。栽培密度、氮肥用量對水稻分蘗數與對面積指數之影響。中華農學會報　129：14—34。
7. 洪崑煌。1984。稻田中肥料流失量之觀測。17—23頁。臺灣省農業試驗所特刊第16號。
8. 洪崑煌。1978。一、二期作水稻氮肥吸收利用率與收量之關係。133—140頁。臺灣二期作稻低產原因及其解決方法研討會專集。
9. 洪淑彬、朱耀沂。1992。肥料施用與作物害蟲防治之探討。121—128頁。病蟲害非農藥防治技術研討會專刊。
10. 侯福分。1988。對稻米品質之影響。242—247頁。稻米品質研討會專集。
11. 莫惠林。1993。我國稻米品質的改良。中國農業科學　26：8—14。
12. 許玉標、張尊國。1988。氮素一非點源污染質一在農業環境中之傳輸。臺灣農業　23：30—35。
13. 莊義雄、丁文彥。1991。氮肥用量與再生處理方式對再生稻產量與品質之影響。539—546頁。稻作改良年報　80年版。
14. 莊商路。1983。稉稻栽培。1—46頁。行政院農委會，臺灣省政府農林廳編印。
15. 陳其昌、簡錦忠、黃添福。1961。菌核性病害之研究第一報施肥、品種對於菌核性病害之關係。農業研究　10：40—46。
16. 郭介煒、林俊隆。1994。臺灣地區六十年來推廣的稉稻品種在低氮投入下的表現。中華農學會報新　165：7—18。
17. 曾東海、1985。氮肥、行株距與每樣苗數對水稻新品種系農藝性狀之影響。中華農業研究　34：410—421。
18. 楊卓應、曹一平、毛達如。1993。計量施肥的基本方法和發展動向。中國農業文摘　9：2—5。
19. 謝順景。1978。臺灣一、二期作稻產量構成要素及其他性狀表現之差異。49—60頁。臺灣二期作稻低產原因及其解決方法研討會專集。
20. 謝順景。1994。臺灣農業環境與永續農業之發展。科學農業　42：222—234。
21. 簡錦忠、朱啓魯。1970。肥料對水稻主要病害發生之關係。農業研究　19：1—10。
22. 蘇昌吉、劉瑋婷。1985。施肥方法及挿植密度對水稻吉野1號倒伏性之關係。307—309頁。稻作改良年報　73年版。
23. 臺灣糧食生產情形及業務概況。1992。臺灣省政府糧食局。臺北。

24. De Dalta, S. K., I. R. P. Filling, and E. T. Craswell. 1983. Results from recent studies on nitrogen fertilizer in wetland rice. Outlook Agric. 12: 125—134.

25. IRRI. 1977. Factors that affect grain quality. Annual report for 1976. pp. 28—33. Int. Rice Res. Inst., Los Banos, Philippines.

26. Matsuzaki A., Matsushima S., Tomita, T. 1973. Effects of a nitrogen top-dressing at full heading on kernel quality. pp. 54—62. In: analysis of the yield determining process and its application to yield predication and culture improvement in lowland rice.

27. Minami M., A. Dol. 1973. Physiochemical studies on the quality of Hokkaido rice. II. The relations between plant ability characters and protein contents of the rice grain. Bulletin of Hokkaido Prefectural Agricultural Exp. Stat. 26: 49—58.

28. Nagato K., Ebata M., Iahikawa M. 1972. Protein contents of developing and mature rice grain. Proceedings of the Crop Science of Japan 41: 472—479.

29. Youself S. A. M., Aishy S. M. El-, Keredy M. S. El-, Kreem M. 1980. Influence on rate and time of nitrogen application on grain quality of three rice cultivars. Agricultura, Belgium 28: 455—467.

The Relationship between Grain Productivity and Nitrogen-fertilizer Rate of Currently Cultivated Rice Cultivars

I. The Effects of Different Nitrogen Rates on Grain Yield and Yield Components in Rice[1]

Ming-Hsing Lai[2], Chen-Chang Chen[3], Yih-Chuan Kuo[4], Hsui-Ying Lu[4]
Chyr-Guan Chern[3], Charng-Pei Li[2] and Tung-Hai Tseng[3]

Summary

A total of four currently cultivated rice cultivars, Tainung 67, Taikeng 2 and 6, and Taichung Sen 10(TCS 10), were used in this study. The experiment was conducted at the experimental farm of Taiwan Agricultural Research linstitute under four nitrogen rates(60, 100, 140, 180kg N/ha for the 1st rice crop season; 60, 90, 120, 150 kg N/ha for the 2nd rice crop season)in 1993 and 1994. The objectives of this study were to elucidate the relationship between grain productivity and nitrogen-fertilizer rate for those rice cultivars, emphasizing on the performance of grain yield, yield components and the changes in some nutrients of soil and infestation of diseases. in the 1st rice crop season, the positive response of grain yield to increased nitrogen rate was found only in TCS 10. Grain yield of the three japonica rice cultivars peaked at the introgen rate of 140kg/ha. Under 180kg N/ha condition, as well as the infestation of blast and sheath blight were observedin Tainung 67. The grain yield under 180kg N/ha condition was lower among treatments for Tainung 67. On the another hand, the grain yieid was not significantly increased as the nitrogen rate changed from 140 to 180kg N/ha for Taikeng 2 and 6. ln the 2nd rice crop season, the positive response of grain yield to nitrogen rates was not found in all the cultivars used. Panicle number per hill increased in response to high nitrogen rate, however, both seed set and 1,000 grain weight decresed in the four cultivars. lt is concluded that lodging and pest infestation were the two key factors in affecting grain yield with increasing rate of nitrogen. Soil analysis indicataed no significant changes in organic matter content and pH value due to nitrogen treatment. Considering lodging and infestation of diseases, grain yield and quality, practice cost and straw, yield, it is suggested that the recommended nitrogen rate was 140kg N/ha for the 1 st rice crop season and 90kg N/ha for the 2nd crop.

Key words : Rice, Grain yield, Nitrogen, Agronomic characteristics.

---

1. Contribution No. 1855 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Assistant, Department of Agronomy, TARI. Wufeng, Taiwan, ROC.
3. Assistant Agronomist, Department of Agronomy, TARI. Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.
4. Respectively, Rice Breeder and Statistician, Department of Agronomy, TARI. Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）45(3)：218～229（1996）

作物區域試驗穩定性分析之缺區估計[1]

呂　秀　英[2]

摘要：育種程序中作物區域試驗施行之目的，在選出高產且穩定之品種。本省區域試驗一般採用的穩定性介量多以最受廣泛使用的直線迴歸分析法爲主。該法僅適用於每一基因型與環境組合都有資料之場合，因此一旦含有缺區，便無法正確估得環境指標，並進行穩定性分析；過去一般處理缺區的方式，係將含缺區的品系或環境全部刪除，使其呈均衡資料後，再進行穩定性分析，如此在缺區數多時勢必會造成品系或環境數減少，反而降低了評估結果的準確度。因此本研究擬在不摒除任何品系及環境數之情況下，利用傳統的缺區估計法使填入缺區估計值後，以均衡資料的型態再進行穩定性分析，其對穩定性分析評價結果的影響，將用來檢視缺區估計法在區域試驗資料的適用性。結果得知，填入缺區估計值後使呈均衡資料再進行標準穩定性分析，雖然簡單，但因爲會造成缺區品系之穩定性係數低估，故僅適用於穩定品系含少數一、二個缺區的場合，一旦缺區發生在不穩定品系時，容易使原來不穩定品系被誤認爲是穩定。

關鍵詞：缺區、穩定性、區域試驗、不均衡資料、迴歸分析。

目前本省水稻及各種雜糧作物之新育成品系，均規定在命名登記之前須於各農業改良及試驗場所至少進行兩年的區域試驗。所謂區域試驗，是由各場所依據育種程序中選出之優良品系，並加入當地優良推廣品種爲對照，於主要栽培季節分別舉行設計相同的品種比較試驗；而各地之栽培及管理方式則可按當地慣行辦法施行。育種程序中施行區域試驗之目的，在探討各品種於各特定地區之適應能力，並選出某一區域適應性較廣的品種。

品種之基因型及環境交感效應小者，其對環境的適應能力較大。適應性（adaptation）包括：穩定性（stability）、競爭性（competition）、忍耐性（tolerance）及可塑性（plasticity）[1]。育種程序中區域試驗施行之目的，大多著重於品種穩定性之探討。所謂穩定性，爲二種以上不同的品種在二種以上不同的環境下生活時，因環境的不同，使不同基因型對環境變異的反應產生相對間之差異。穩定性分析法的種類甚多，本省區域試驗一般採用的穩定性介量多以最受廣泛使用的直線迴歸分析法爲主。直線迴歸模式能有效地估計數量性狀對環境的適應能力，其所估得之迴歸係數並有容易解釋的優點，然而，由於其受限於某些統計前提，故僅適用於以下場合[7,13,16,17,22,24,29,30]：(1)基因型、環境及重複數很多；(2)基因型與環境交感效應大部份可用直線關係來解釋；(3)基因型之迴歸離差均方之間互爲均質；(4)基因型之機差變方均質（如一般變方分析所需之假設前提）。當這些任一條件不符合時，所求得之穩定性介量的估計值便不足以代表基因型對環境之適應能力。

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第1856號。
2. 本所農藝系副研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

作物區域試驗中常因人爲疏失而造成離值，此一般試驗者多將其拋棄不用，另外試驗期間受到天災人禍等因素，難免也會使部份品種在某些地區無法獲得資料，此等調查資料的漏失，即所謂的缺區（missing plot）現象。有關一般試驗資料如逢機完全區集設計、裂區設計或重複測量的缺區估計，已有理論上的根據[26,27]。而區域試驗資料實際上是一個含有基因型與環境交感效應的兩因子試驗，複因子試驗對於不均衡或不完整資料（unbalanced or incomplete data）的變方分析結果，雖可針對因子間之交感效應存在與否，利用常數配合法（fitting constant method）或均值加權平方法（weighted squares of means method）求得[4]，但由於區域試驗的探討重點及目的係在隨後的穩定性分析，即必須再對每一基因型以各環境所有重複之平均性狀觀測值隨環境指標（environmental index）作迴歸，而目前大部份的穩定性分析法僅能適用於每一基因型與環境組合都有資料之場合，尤其是直線迴歸分析模式，因此一旦含有缺區，便無法正確估得環境指標，並進行穩定性分析；至於每一基因型與環境組合都有資料，但重複不等，因爲仍然是以其重複平均值進行迴歸分析，故無影響，在此並不將之視爲區域試驗穩定性分析的缺區現象。過去一般處理區域試驗資料缺區的方式，係將含缺區的品系或環境全部刪除，使其呈完整資料後，再進行穩定性分析，如此在多量缺區的情況下勢必會犧牲不少辛苦調查收集之試驗資料，而且一旦欲刪除的品系爲重要品系或環境數原本即少的情形下，尤其可惜，同時也因爲品系或環境數減少，反而降低了評估結果的準確度。

因此，本研究爲使穩定性迴歸分析法能處理區域試驗的缺區資料，並在不摒除任何品系及環境之情況下，將利用傳統的缺區估計法，塡入缺區估計值後以均衡資料的型態再進行穩定性分析。缺區估計法爲解決缺區現象之統計方法中最常見且簡單的技術，主要用來解決變方分析（analysis of variance）含有缺區的場合，本文將就此傳統方法對穩定性分析評價結果的影響，來檢視其在區域試驗資料的適用性。

統計方法

一、穩定性迴歸分析法

將基因型 i（$i=1\cdots\cdots m$）在環境 j（$j=1\cdots\cdots n$，爲地區與年度之組合）下的平均性狀觀測資料 y_{ij} 以下列數學模式表之：

$$y_{ij}=\mu+G_i+E_j+I_{ij}+e_{ij} \qquad [1]$$

式中各介量所代表之意義及其估值爲

$\hat{\mu}$＝總平均值$=\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n}y_{ij}/mn=\bar{y}_{..}$

$\hat{G}_i$＝基因型 i 的遺傳效應$=\bar{y}_{i.}-\bar{y}_{..}$，而 $\bar{y}_{i.}=\sum_{j=1}^{n}y_{ij}/n$

$\hat{E}_j$＝環境 j 的效應$=\bar{y}_{.j}-\bar{y}_{..}$，而 $\bar{y}_{.j}=\sum_{i=1}^{m}y_{ij}/m$

$\hat{I}_{ij}$＝基因型 i 與環境 j 之交感效應$=y_{ij}-\bar{y}_{i.}-\bar{y}_{.j}+\bar{y}_{..}$

e_{ij}＝試驗機差，而符合平均值爲0，變方爲 σ^2 之常態分布，e_{ij} 相互獨立。

並假定：

$\sum_{i=1}^{m}G_i=0$，$\sum_{j=1}^{n}E_j=0$，$\sum_{i=1}^{m}I_{ij}=\sum_{j=1}^{n}I_{ij}=0$，亦即假定 G_i，E_j 及 I_{ij} 均爲固定型效應[30]。

由於交感效應 I_{ij} 多呈環境指標 E_j 的直線函數，即

$$I_{ij}=\beta_iE_j+\theta_{ij} \qquad [2]$$

式中 β_i 爲 I_{ij} 隨 E_j 之迴歸係數，θ_{ij} 爲離迴歸機差。

故直線迴歸模式可寫成

$$y_{ij}=\mu+G_i+E_j+\beta_iE_j+\theta_{ij}+e_{ij} \quad 〔3〕^{(21)}$$
$$=\mu+G_i+(1+\beta_i)E_j+\theta_{ij}+e_{ij} \quad 〔4〕^{(12)}$$
$$=a_i+b_iE_j+\theta'_{ij} \quad 〔5〕^{(10)}$$

〔5〕式中的 θ'_{ij} 爲離迴歸機差，截距估值 $\hat{a}_i=\bar{y}_{i.}$，b_i 爲各基因型平均性狀觀測值隨環境指標作迴歸所得的迴歸係數，一般皆以最小平方法（LS）來估計。農業育種學家多以 b_i 定義爲基因型 i 的穩定性係數（stability index）[10,12]：b＝1 爲合乎一般農業要求的穩定基因型，其表現在有利環境下可獲改善，但處於不利時也不致於太差；0≦b＜1 爲符合生物觀點之穩定性，該類基因型之表現在優勢中也許不十分傑出，但在劣勢裡可保持相當的忍耐力；b＞1 則爲不穩定或可塑的基因型，其對環境之變異相當敏感，環境之改善固然可獲致最大的增進，但環境變壞，其表現亦差。至於選取何者爲選拔準則，端視實際需要而決定。倘以 G×E 交感效應隨環境指標作迴歸所得的迴歸係數β而言[21]，則相當於各以 $\beta=-1$與$\beta=0$之間的值作爲準則，來選拔出符合生物或農業觀點的穩定品系。

二、缺區估計法

Allan and Wishart[6]於1930年首先提出缺區估計的概念，其係利用現有的觀測值，根據變方分析的模式，並利用最小平方法求出模式中各參數的估計值，然後用此估計值去預測缺失的觀測值，或是利用此估計值來取代不正常的觀測值。其後 Yates[31]將 Allan and Wishart 的方法推廣至二個以上的缺區值。往後的學者多依循 Yates 的方式，常用的教科書中也多採用此種觀念及方法，是解決變方分析缺區的一種傳統標準方法。其大致上均以逢機完全區集設計（RCBD）爲例，以符號 y 取代未知的缺區值，然後將機差平方和極小化，如此所解得之 y 值即爲所欲求的缺區值。

當缺失的資料僅有一、二時，如能進行缺區估計，並將此估計值填入，隨後以均衡資料用標準方法進行分析，可最爲簡單方便，此並適用於任何穩定性介量之場合。

由於本研究之主要目的是要估計基因型與環境組合的缺區值，故將區域試驗之平均觀測值資料視爲一個含有 m 個處理（品種）及 n 個區集（環境）的 RCBD 試驗。利用 Yates 所提之 RCBD 缺區估計法，填入估計值後，再以均衡資料用標準方法進行穩定性分析。

本研究之各項統計分析工作所需的計算程式，均係利用現今普遍使用的統計套裝軟體 SAS 編寫，在 IBM 相容個人電腦上建檔及執行。所編寫的穩定性迴歸分析之 SAS 程式，參見呂之報告[3]，而計算缺區估計值的 SAS 程式則引用彭[5]之方法。

試驗材料及方法

本研究利用呂及曾[2]之飼料玉米綜合新品系區域試驗資料爲分析材料，以檢視本研究所擬方法的適用性。試驗於1986年春作至1987年秋作進行，計二年四期作。參試品系包括 PC8、PC7、PCC、PUC 及對照品系（CK）之臺南選10號，分別於臺東縣東河鄉、臺東縣鹿野鄉及花蓮縣萬榮鄉共 3 個地區進行試驗。新品系 PC8 及 PC7 均爲自國際玉米小麥研究中心（International Maize and Wheat Improvement Center, CIMMYT）引進之抗倒伏的熱帶型半硬粒種，PCC 及 PUC 則爲本省朴子分場培育之熱帶型硬粒種。各試驗之田間設計採用 RCBD，四重複，按當地高級產量試驗標準，六行區，行長 5m，行株距75×25cm，小區面積22.5m²，田間作業管理採一般方式執行，調查公頃籽實產量（kg/ha）。

區域試驗所調查的產量結果及環境指標估值列於表 1。本研究之玉米區域試驗係以地區及年度之組合視爲不同環境，故合計 5 個品系 6 個環境進行穩定性分析。爲方便說明，並使一目瞭然，以下相關圖表及其說明將簡化符號，設品系代號各爲 V1～V5，而環境代號各爲 E1～E6。不均衡資料組則是利用人爲的方式，刪去該5×6兩向表資料中的一個或一個以上的單位（格）資料，使造成缺區現象。爲探討缺區發生在穩定或不穩定品種時，其對缺區估計分析所造成的可能影響，因此根據均衡資

料的穩定性分析結果，分別就表現出不同穩定度（穩定性係數 b<1、b=1、b>1）的品種，逢機刪去部份資料，以模擬成各種含有缺區的不均衡資料組。這些不均衡資料組均將利用缺區估計法，先填入估計值後，再進行穩定性分析，其穩定性評估結果並與原來未刪去數值之均衡資料組所得者作一比較印證，如偏誤在可接受範圍之內，即不影響穩定性評估結果，表示所建立之方法確能同時滿足統計理論及實際應用之要求。

表 1. 春作五個玉米品系於六個環境（兩年×三地區）下生長的四重複平均籽實產量資料（公斤/公頃）

Table 1. Mean kernel yield (kg/ha) of four replicates on five maize varieties grown in six environments (2 years×3 sites) under spring crop season

Variety	Environment[y]					
	E1	E2	E3	E4	E5	E6
V1 (PC8)	3289	2163	3692	3921	1589	1805
V2 (PC7)	3487	1660	3148	3897	1937	1404
V3 (PCC)	2651	1996	2375	2920	983	1158
V4 (PUC)	2467	2095	2575	3743	1846	1489
V5 (CK)[z]	2753	1761	3913	4179	1890	1678
Average	2929	1935	3141	3732	1649	1507
Envir. index	447	−547	659	1250	−833	−975

[z] CK：臺南選10號 (Tainan sel. No. 10)
[y] E1：1986臺東縣東河鄉 (Tongho, Taitung)
E2：1986臺東縣鹿野鄉 (Louyai, Taitung)
E3：1986花蓮縣萬榮鄉 (Wanlong, Hualien)
E4：1987臺東縣東河鄉 (Tongho, Taitung)
E5：1987臺東縣鹿野鄉 (Louyai, Taitung)
E6：1987花蓮縣萬榮鄉 (Wanlong, Hualien)

結　果

一、原始均衡資料的穩定性分析

本研究飼料玉米綜合新品系區域試驗以原始均衡資料進行穩定性分析結果，如表 2 所示。由表 2 得知，各品系的分析結果均滿足直線迴歸法應用於穩定性分析的兩個重要統計前提，即各品系之迴歸係數（b）均顯著存在（直線關係成立），同時所有品系之迴歸離差均方（S^2d）不顯著且互爲均質，因此所求得之迴歸係數估值（b）足以解釋基因型對環境之適應能力。各參試品系之 b 值間的差異未達0.05之顯著水準，但如需進一步再互作比較，四個新品系的 b 值均相對地較臺南選10號之對照品系（CK）爲低，即表現可更爲穩定，其中 PC8 及 PC7 之 b 值最接近於1，爲符合農業觀念之穩定品種，其會隨著環境改善而表現增進，但也不致因爲環境不利而表現太差，PCC 及 PUC 之 b 值爲0.81，小於1，對環境的變異亦相當穩定，尤其在惡劣環境下可較 PC8 及 PC7 穩定，但因環境改善所能提高的產量卻不如 PC8 或 PC7 高，爲符合生物觀念的穩定性；對照品系（CK）的 b 值大於1，表示其穩定性相對地較其他四個新育成品系爲低。由於育種上欲選拔優良的品系，須兼顧穩定性及生產力，故一般均同時以穩定性介量與產量平均值爲選拔依據，如圖 1 所示，以產量平均值爲 X 軸，迴歸係數爲 Y 軸，觀察各品系點落在圖上區間的分布情形以進行相對間的比較：X 軸以產量總平均值（μ）爲界限，分爲高產區及低產區，Y軸以 b=1 爲界限，以最接近於 1 者爲最符合農業觀念之品系。因此，如以優於對照品系爲選拔之目標，而 PC8 應爲最理想的優良品系，其有較高的產量及穩定性。

表 2. 玉米品系春作籽實產量區域試驗以直線迴歸法進行穩定性分析之結果

Table 2. Stability analysis of kernel yield of maize varieties in a regional trial under spring crop season using linear regression method

Variety	Mean yield (a)	Stability index (b)	Deviation from regression (S^2d)
V1(PC8)	2743 a[z]	1.10**	41876
V2(PC7)	2589 ab	1.11**	96429
V3(PCC)	2014 c	0.81**	107299
V4(PUC)	2369 b	0.81**	92001
V5(CK)	2695 a	1.17**	136976
Average	2482	1.00	94917
LSD(0.05)	237	0.31	
Bartlett's χ^2			1.25[ns]

[z] Means with the same letter of a column are not significantly different at 5% level by LSD Test.
** : significant at 1% level under hypothesis b=0.
[ns] : nonsignificant at 5% level.

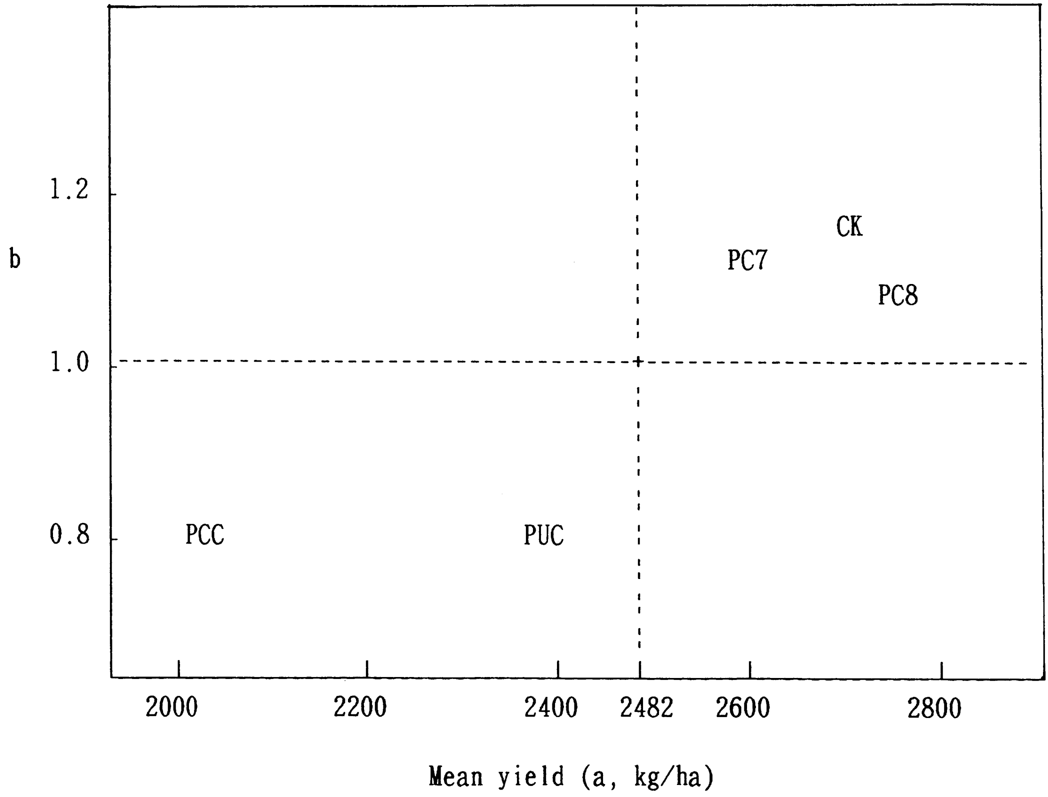

圖 1. 春作玉米品系籽實產量區域試驗品系之穩定性係數(b)與產量平均值(a)間的關係。

Fig. 1. Relationship between stability indices(b) and mean values(a)of kernel yield for the maize varieties in a regional trial under spring crop season.

二、缺區估計後的穩定性分析

由於 Yates 之缺區估計法僅適用於少數一、二個缺區的場合，因此本研究在此著重於僅有一個缺區的情況。缺區發生處，依上述玉米區域試驗均衡資料之穩定性分析結果，假設其可能是發生在符合生物穩定（b<1）、農業穩定（b=1）或不穩定（b>1）品種的某個環境上。選定這三種不同穩定度的玉米參試品系，分別爲V1（PC8）、V3（PCC）及V5（CK）。至於是在哪一個環境缺失資料，則於六個環境中逢機決定。因此所模擬成的單一缺區之三種規劃情形，如圖 2 所示。

(A)

	V1	V2	V3	V4	V5
E1	v	v	v	v	v
E2	v	v	v	v	v
E3	v	v	v	v	v
E4	v	v	v	v	v
E5		v	v	v	v
E6	v	v	v	v	v

(B)

	V1	V2	V3	V4	V5
E1	v	v	v	v	v
E2	v	v	v	v	v
E3	v	v	v	v	v
E4	v	v	v	v	v
E5	v	v		v	v
E6	v	v	v	v	v

(C)

	V1	V2	V3	V4	V5
E1	v	v	v	v	v
E2	v	v	v	v	v
E3	v	v	v	v	v
E4	v	v	v	v	
E5	v	v	v	v	v
E6	v	v	v	v	v

圖 2. 玉米區域試驗資料所模擬成的不同品系含單一缺區之三種規劃情形。(缺區各爲A：y_{15}, B：y_{35}, C：y_{54})

Fig. 2. Three schemes of simulating only one missing plot occurred on different varieties in a maize regional trial. (Missing plot occurred on A：y_{15}, B：y_{35}, C：y_{54})

利用 Yates 之缺區估計法，填入估計值後，所估算的產量平均值列於表 3，其與原始資料組比較，與原觀測平均值在數值上的差異甚小，且各品系之間的差異顯著性仍維持一致。由此可見，將環境因子暫時視爲區集效應，利用傳統之缺區估計法來預測區域試驗的缺區平均產量值，其效果可獲肯定。

表 3. 玉米區域試驗填入缺區估值後以完整資料所得的產量平均值（a, 公斤/公頃）

Table 3. Estimates of mean yield (a, kg/ha) for balanced data by imputating predicted value from missing-plot estimation in a maize regional trial

Variety	V1[z] ($\hat{y}_{15}$=2070)[y] (y_{15}=1589)		V3 ($\hat{y}_{35}$=1279) (y_{35}= 983)		V5 ($\hat{y}_{54}$=3829) (y_{54}=4179)	
	a	Diff.[x]	a	Diff.	a	Diff.
V1(PC8)	2823 a[w]	80	2743 a	0	2743 a	0
V2(PC7)	2589 ab	0	2589 ab	0	2589 ab	0
V3(PCC)	2014 c	0	2063 c	49	2014 c	0
V4(PUC)	2369 b	0	2369 b	0	2369 b	0
V5(CK)	2695 a	0	2695 a	0	2637 a	−58
Average	2498	16	2492	10	2470	−12

[z] genotype with missing-plot estimation.
[y] $\hat{y}_{ij}$=predicted value by missing-plot estimation on the i×j cell; y_{ij}=observed value on the i×j cell.
[x] Diff.=estimated difference between missing-plot estimation and original data.
[w] Means with the same letter of a column are not significantly different at 5% level by LSD Test.

缺區估計後所得的環境指標估值列於表 4，V1及V3於環境E5有缺區之場合，其環境變異範圍與原始均衡資料組所得者相同，而V5於環境E4有缺區之場合則數值略爲減少。接著，以塡入估計值後呈均衡的資料，再利用標準方法進行穩定性分析，其迴歸離差均方列於表 5，各品系的迴歸離差均方之間皆互爲均質，表示符合穩定性直線迴歸模式的統計前提。所估得之迴歸係數（穩定性係數），如表 6 所示。當符合農業穩定的V1（PC8）品系在環境E5發生單一缺區時（即在此環境下缺失了V1的產量資料），所估得缺區平均預測產量值爲2070公斤／公頃，將此數值塡入後，重新以完整的5×6兩向表進行穩定性分析，各品系所獲得的穩定性係數(b)與原始均衡資料組所得者作一比較，結果發現V1品系之 b 值由原先之1.10減少爲1.02，而其他品系之 b 值則都稍有增加，雖然各品系在 b 值上或有增減，但基本上對於各品系的穩定性評價結論大致無異：即PC8及PC7之 b 值最接近於 1，爲符合農業觀念之穩定品種；PCC及 PUC 之 b 值小於 1，爲符合生物觀念的穩定性；而對照品系（CK）的 b 值大於 1，爲最不穩定的品種。倘若缺區是發生在符合生物穩定的V3（PCC）品系時，所估得的缺區平均預測產量值爲1279公斤／公頃，將此數值塡入後，重新進行穩定性分析，則只有V3品系的 b值變小，由原先之0.81減少爲0.76，至於其他品系的 b 值均略有增加，但整體而言，其對品種穩定性之評價與原始均衡資料組所得者，仍相當一致。倘若是不穩定品系V5（CK）在某環境下有缺區時，例如V5在環境E4沒有資料，塡入缺區估計值（3829公斤／公頃）之後，再重新進行穩定性分析的結果，仍發現缺區品系之 b 值變小而其他品系之 b 值則略增的現象，但此 b 值上之改變卻會影響品種穩定與否的評價，亦即此時原先的不穩定品系V5（CK）之 b 值因爲大幅度變小，反而較其他品系更趨近於 1，造成相對地較其他品系表現爲穩定。綜合表 6 的結果得知，缺區估計法應用於穩定性迴歸分析的有效性，顯然與缺區發生在穩定或不穩定品系有關：缺區估計法會使得含缺區品系的穩定性係數明顯低估，此對原先被判斷爲穩定的品系之穩定度評價影響不大，但原先不穩定的品系卻很有可能因此而被誤認爲是穩定。

表 4. 玉米區域試驗資料塡入缺區估值後以完整資料所得的環境指標估值（E）

Table 4. Estimates of environmental indices (E) for balanced data by imputating predicted value from missing-plot estimation in a maize regional trial

Envir.	V1[z] ($\hat{y}_{15}$=2070)[y] (y_{15}=1589)		V3 ($\hat{y}_{35}$=1279) (y_{35}= 983)		V5 ($\hat{y}_{54}$=3829) (y_{54}=4179)	
	E	Diff.[x]	E	Diff.	E	Diff.
E1	431	−16	437	−10	459	12
E2	−563	−16	−557	−10	−535	12
E3	643	−16	649	−10	671	12
E4	1234	−16	1240	−10	1192	−58
E5	−753	80	−783	50	−822	11
E6	−991	−16	−985	−10	−964	11
Max.	1234	−16	1240	−10	1192	−58
Min.	−991	−16	−985	−10	−964	11
Range	2225	0	2225	0	2156	−69

[z] genotype with missing-plot estimation.
[y] $\hat{y}_{ij}$=predicted value by missing-plot estimation on the i×j cell; y_{ij}=observed value on the i×j cell.
[x] Diff.=estimated difference between missing-plot estimation and original data.

表 5. 玉米區域試驗填入缺區估值後以完整資料所得的迴歸離差均方估值

Table 5. Estimates of deviation from regression for balanced data by imputating predicted value from missing-plot estimation in a maize regional trial

Variety	V1[z] ($\hat{y}_{15}$=2070)[y] (y_{15}=1589)	V3 ($\hat{y}_{35}$=1279) (y_{35}= 983)	V5 ($\hat{y}_{54}$=3829) (y_{54}=4179)
V1(PC8)	20044	50470	35074
V2(PC7)	83288	87967	93807
V3(PCC)	122405	73279	104556
V4(PUC)	87134	88793	102879
V5(CK)	129308	131788	143113
Average	88436	86459	119857
Bartlett's χ^2	3.11[ns]	0.87[ns]	5.77[ns]

[z] genotype with missing-plot estimation.
[y] $\hat{y}_{ij}$=predicted value by missing-plot estimation on the i×j cell; y_{ij}=observed value on the i×j cell.
[ns] : nonsignificant at 5% level.

表 6. 玉米區域試驗填入缺區估值後以完整資料所得的穩定性係數估值 (b)

Table 6. Estimates of stability indices (b) for balanced data by imputating predicted value from mssing-data estimation in a maize regional trial

Variety	V1[z] ($\hat{y}_{15}$=2070)[y] (y_{15}=1589)		V3 ($\hat{y}_{35}$=1279) (y_{35}= 983)		V5 ($\hat{y}_{54}$=3829) (y_{54}=4179)	
	b	Diff.[x]	b	Diff.	b	Diff.
V1(PC8)	1.0185	−0.0768	1.1043	0.0090	1.1217	0.0264
V2(PC7)	1.1410	0.0269	1.1308	0.0167	1.1389	0.0248
V3(PCC)	0.8173	0.0062	0.7580	−0.0531	0.8301	0.0190
V4(PUC)	0.8251	0.0183	0.8182	0.0112	0.8173	0.0105
V5(CK)	1.1982	0.0255	1.1886	0.0159	1.0920	−0.0807

[z] genotype with missing-plot estimation.
[y] $\hat{y}_{ij}$=predicted value by missing-plot estimation on the i×j cell; y_{ij}=observed value on the i×j cell.
[x] Diff.=estimated difference between missing-plot estimation and original data.

討　　論

導致缺區資料的機制已知或未知，是選擇適當的分析方法及結果解釋的主要因素。一旦機制在統計學家控制之下，例如導致缺區的機制純粹是樣本選擇之過程，且是以機率取樣選出單位，則可稱這種機制爲「可忽略的 (ignorable)」。換言之，當缺區爲逢機缺失 (missing at random, MAR)

時，則謂缺區機制爲可忽略的；反之，若觀測值可被觀察到的機率與觀測值有關，則稱該缺區機制爲不可忽略，此時縮減資料分析是不允許的，因爲會導致偏誤。農業試驗的興趣，大多在於一依變數 Y（如作物產量）與一組因子（如品種、肥料、溫度、或其他環境影響因素等）之間的關係研究。當 Y 在 m-n 單位（假設爲 m 品種於 n 環境之試驗）上發生缺區，可能是由於無法發芽，或有記錄但遺失了，或因爲離值被拋棄不用。對此不均衡資料的標準分析法，一般是假設資料爲 MAR，即觀測值 y_{ij} 之缺區可能發生在任一個自變數上，即 y_{ij} 缺失之機率與 y_{ij} 值無關。在此情況下，可以使資料呈現近於均衡的方式來分析及敍述，以簡化計算[18]。由於區域試驗中發生缺區之機制，在統計上多屬於逢機性型態（符合 MAR），故就此特性以缺區估計來解決區域試驗缺區的問題，理論上應該可行。然而，由本研究結果發現，雖然傳統的缺區估計法在使用上最爲普遍且簡單，但因爲會造成缺區品系之穩定性係數低估，故僅適合於穩定品系含單一缺區的場合；倘缺區發生在不穩定品系，利用該法容易使原不穩定品系被誤認爲是穩定。

當區域試驗資料不符合 MAR 時，倘缺區之發生僅與自變數（環境）有關，傳統的條件推定程序[18,19]，只在環境指標能以實際的外在氣候因子來取代時，才能有效地藉由外在環境變數下來推定缺區，此固然有很多優點[7,11,15,23]，但在很多場合，環境的生產水準不可能單純地只由一些有限的環境因子所決定[8]；倘缺區之發生同時與隨變數及自變數有關，即缺區機制爲不可忽略，則爲最難分析的一種，其涉及的問題相當複雜[18,28]。

另外，針對以填入估計值進行缺區矯正的程序，少數學者如 Patterson[20]及 Silvey[25]則引用常數配合法來解決缺區的問題。常數配合法爲 Yates[32]所提倡，用以分析處理組合因子間無交感效應時的複因子試驗不均衡資料。Freeman[14]也提出類似的方法，並進而藉由無交感的複因子模式求得缺區估計值，填入估計值後再以均衡資料進行標準的穩定性分析。對此，Digby[9]認爲，該法會使穩定性係數產生偏誤而趨近於 1，故不適用於試驗中含有對環境反應較敏感的品種（即不穩定品種）。本研究中以缺區估計法應用於穩定性分析的結果，亦發現不穩定品種在缺區估計後有被誤認爲是穩定的缺失，但是缺區估計後的迴歸係數未必都會趨近於 1，例如第二種缺區估計情形（缺區發生在符合生物穩定的 V3 品系之 E5 環境）下，沒有缺區時的迴歸係數爲0.81，缺區估計後之迴歸係數則爲0.76。雖然 Yates 的方法也是將〔1〕及〔2〕式中的交感效應 I_{ij} 視爲不存在，照理〔2〕式之迴歸係數$\beta_i=0$，即 $b_i=1$，直覺上似乎 b_i 應趨近於 1，事實上則不然；這是因爲 V3 品系在 E5 環境下的表現值原爲一個極端的最小值（$y_{35}=983$），在缺區情況下經缺區估計結果其值增大爲1279，反而比 E6 環境下的表現值1158爲好（表 1），然而該缺區估計值之改變對環境指標的估計影響並不大，E5 環境指標由原來的－833（表 1）成爲－783（表 4），此意味著在相同環境變異下 V3 的表現會由原來的甚差變爲有所改善，換言之在較差之 E5 環境下 V3 原有的極端劣勢不見了，因此 V3 品系之 b_i 反而更遠離 1。至於其他兩種缺區情形，由於缺區的值原來都不是極端值，因此不致發生這種 b 偏離 1 的情況，而都趨近於 1。由此可知，Yates 缺區估計法對區域試驗穩定性係數的影響，不能單由無交感的複因子模式去推定，即直覺認定 $b_i=1$ 是缺區估值的特性。綜言之，無論是常數配合法或缺區估計法，以無交感之複因子模式欲探討實際上交感顯著存在的區域試驗資料，是不適當的。除非所有參試品種對環境變異的反應差異都不大，但此與實際情形完全不符。

誌　謝

本研究承蒙行政院國家科學委員會補助經費（NSC83-0409-B055-014），特此誌謝。

引用文獻

1. 呂秀英。1988。穩定性分析。科學農業 36：333-339。
2. 呂秀英、曾清田。1993。非介量穩定性分析法之研究 II.農業觀念之穩定性選拔。中華農學會報 164：1-16。
3. 呂秀英。1994。穩定性迴歸分析之 SAS 程式。中華農業研究 43：283-292。
4. 沈明來。1993。試驗設計學。220-236頁。九州。臺北。
5. 彭雲明。1994。以 Allan 與 Wishart 的觀點看缺區估計值的計算。中華農藝 4：199-208。
6. Allan, F. E. and J. Wishart. 1930. A method of estimating the yield of a missing plot in field experimental work. J. Agric. Sci. 20：399-406.
7. Becker, H. C. and J. Léon. 1988. Stability analysis in plant breeding. Plant Breed. 101:1-23.
8. Beckett, J. L. 1982. Variety × environment interactions in sugar beet variety trials. J. Agric. Sci., Camb. 98：425-435.
9. Digby, P. G. 1979. Modified joint regression analysis for incomplete variety × enviornment data. J. Agric. Sci., Camb. 93：81-86.
10. Eberhart, S. A. and W. A. Russell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6：36-40.
11. Eberhart, S. A., L. H. Penny and M. N. Harrison. 1973. Genotype by environment interactions in maize in Eastern Africa. East Afric. Agric. For. J. 39：61-71.
12. Finlay, K. W. and G. N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. Austral. J. Agric. Res. 14：742-754.
13. Freeman, G. H. and J. M. Perkins. 1971. Environmental and genotype-environmental components of variability. VIII. Relations between genotypes grown in different environments and measures of these environments. Heredity 27：15-23.
14. Freeman, G. H. 1975. Analysis of interactions in incomplete two-way tables. Appl. Statis. 24：46-55.
15. Hadjichristodoulou, A. and A. Kari. 1984. Karpasia, a high yielding new durum wheat variety with improved grain quality characteristics. Techn. Bull. Agric. Res. Inst. 57：1-7.
16. Hardwick, R. C. and J. T. Wood. 1972. Regression methods for studying genotype-environment interactions. Heredity 28：209-222.
17. Lin, C. S., M. R. Binns and L. P. Lefkovitch. 1986. Stability analysis: Where do we stand? Crop Sci. 26：894-900.
18. Little, R. J. A. and D. B. Rubin. 1987. Statistical Analysis with Missing Data. John Wiley & Sons, Inc. New York. 278p.
19. Little, R. J. A. 1992. Regression with missing X's: A review. J. Amer. Statis. Assoc. 87：1227-1237.
20. Patterson, H. D. 1978. Routine least-squares estimation of variety means in incomplete tables. J. Natn. Inst. Agric. Bot. 14：401-412.
21. Perkins, J. M. and J. L. Jinks. 1968. Environmental and genotype-environmental components of variability: III. Multiple lines and crosses. Heredity 23：339-356.
22. Pritts, M. and J. Luby. 1990. Stability indices for horticultural crops. HortScience 25：740-745.
23. Rubin, D. B. 1976. Comparing regression when some predictor values are missing. Technometrics 18: 201-205.
24. Skroppa, T. 1984. A critical evaluation of methods available to estimate the genotype × environment interaction. Studia Forestalia Suecica 166：3-14.

25. Silvey, V. 1978. Methods of analysing NIBA variety trial data over many sites and several seasons. J. Natn. Inst. Agric. Bot. 14 : 385-400.

26. Steel, R. G. D. and J. H. Torrie. 1980. Priciples and Procedures of Statistics. 2nd ed. 藝軒. 台北. 633p.

27. Walters, D. E. and J. G. Rowell. 1984. A missing value technique for the analysis of data with repeated measurements on each experimental unit. J. Agric. Sci., Camb. 102 : 595-599.

28. Wang, R., Sedransk, J. and J. H. Jinn. 1992. Secondary data analysis when there are missing observations. J. Amer. Statis. Assoc. 87 : 952-961.

29. Westcott, B. 1986. Some methods of analysing genotype-environment interaction. Heredity 56 : 243-253.

30. Wright, A. J. 1976. Bias in the estimation of regression coefficients in the analysis of genotype-environmental interaction. Heredity 37 : 299-303.

31. Yates, F. 1933. The analysis of replicated experiments when the field results are incomplete. Emp. J. Exp. Agric. 1 : 129-142.

32. Yates, F. 1934. The analysis of multiple classifications with unequal numbers in the different classes. J. Amer. Statis. Assoc. 29 : 52-66.

Estimation of Missing Plot for Stability Analysis in Crop Regional Trials[1]

Hsiu-Ying Lu[2]

Summary

Crop regional trials were conducted for the purpose of selecting varieties with high yields and stability. Linear regression analysis is the most common and useful method to evaluate the adaptation of a quantitative character to the change of environments. However, a major practical limiation to date, stability analysis have been a requirement of no missing data, that is, data for every genotype and environment combination or treatment have been necessary. The precision of stability analysis can be unduly influenced by removing all the data of the genotypes or environments which contain missing plot, because of the reduction in number of genotypes and environments. In this study, a balanced dataset was obtained by substituting the missing values with the estimated ones, then one used the standard stability analyses for this assumed balanced data. The effect of missing-plot estimation on stability analysis was investigated to test its applicability in regional trial data. Results showed that the method was easy to use and involved a stable genotype with just one or two missing observations. An unstable genotype might be wrongly regarded as stable because that missing-plot estimation yielded a below-estimation of stability index when missing data occurred in an unstable genotype.

Key words : Missing plot, Stability, Regional trial, Unbalanced data, Regression analysis.

1. Contribution No.1856 from Taiwan Agricultural Research Institute. This study was supported by the National Science Council, Grant NO.83-0409-B055-014.
2. Statistician, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）45(3)：230～240（1996）

栽培密度與氮素追肥施用量對葉用甘藷產量之影響[1]

利幸貞　賴永昌　陳一心[2]

摘要：本試驗以葉用甘藷地方品種蕹菜種爲試驗材料，分別於1994年及1995年5月～8月在嘉義分所試驗田進行探討栽培密度與氮素追肥施用量對其生育及產量的影響。1994年試驗期間，因考慮其枝蔓倒伏，不易採收，於每次採收後即進行強剪，卻造成植株枝蔓老化，生長勢減弱，因此於1995年將方法加以修正，不再進行強剪處理，以利枝蔓生育。1994年之試驗結果栽培密度的影響，其株距30cm有利於頂芽數、頂芽重及徑寬的增加，20、25cm處理間則差異不顯著；對頂芽長、葉片數及葉面積無顯著影響。密植（株距20cm）可提高初期之小區產量，後期則三種密度間差異均不顯著。1995年之試驗結果顯示頂芽重、葉片數及葉面積均不受栽培密度影響，而頂芽長與徑寬在後期以30cm處理較佳；其小區產量不論何種栽培密度均無差異。1994年試驗結果顯示氮素追肥施用量30kg/ha能提高葉用甘藷之頂芽數、頂芽重、葉片數及葉面積，但對頂芽長及徑寬無顯著影響，小區產量則明顯因增施氮素追肥而增加。1995年的試驗結果，施用30kg/ha氮素追肥除葉片數無影響外，其他性狀如頂芽重、頂芽長、徑寬及葉面積均有顯著效果，且小區產量也以30kg/ha處理最高，施用10kg/ha之氮素追肥對增產效果較小而不具經濟效益。1994年試驗植株因採收後進行強剪，造成枝蔓老化，生長勢衰弱，使其產量隨著採收次數增加而漸減，1995年試驗則令植株枝蔓充分生長，匍匐畦面，具有較多的新生根系及新芽節位，因此不受採收次數之影響，產量能穩定的上升。

關鍵詞：葉用甘藷、栽培密度、氮素追肥施用量、產量及產量構成因素。

臺灣因95%的雨量集中於5～9月，此時期蔬菜的栽培較困難，因此，蔬菜的生產在夏季5～9月爲淡季，尤其是葉菜類產量明顯降低，價格昂貴[2,4,6]，若能開發適合臺灣夏季生產的新菜源，以補充市場上蔬菜的種類與維持蔬菜的供應量，平衡菜價，是解決夏季蔬菜短缺的方法之一。且蔬菜產業近年來因配合需求，趨向多樣化、精緻化及健康化的目標發展，而原生蔬菜因其易栽培，不施農藥，逐漸受到消費者青睞[3]；葉用甘藷就是極具發展潛力的蔬菜，其適應性強，價格便宜，且一年四季均可生產。尤其是高溫多雨的夏季，生長更佳；東南亞各國如菲律賓、泰國、印尼、馬來西亞、南韓等早已將葉用甘藷生產作爲綠色蔬菜食用；可補充亞洲人飲食中維生素普遍之不足[10,11,12,13]。

調查葉用甘藷市場的販賣形態主要是以重量（weight/tips）與數量（tip number/bundle）爲主，因此，頂芽數與頂芽重成了評估產量的重要因素，其次是葉片數目及葉片大小亦是影響葉菜類產量的重要因子[8]；本試驗擬由栽培密度及氮素追肥施用量著手，了解其對葉用甘藷生產量之影響，並應用栽培技術提供葉用甘藷最適當的生育條件，使單位面積內之植株有較佳的分枝性，增加頂芽數及提高頂芽重、徑寬、葉數、葉面積，達到增產的目的，並提供農民栽培上的參考。

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第1857號。
2. 本所嘉義農業試驗分所助理、助理研究員、研究員。臺灣省　嘉義市。

材料與方法

一、試驗材料

本試驗以食葉用甘藷地方品種蕹菜種爲供試材料；其植株具形態直立、分枝性強，葉色綠，全株無茸毛且食味佳等特性。

二、試驗方法

1. 試驗設計：田間設計採複因子設計，二重複。試驗處理分別爲栽培密度與氮素追肥施用量兩種，其中栽培密度處理分三變級，分別是株距20公分，小區株數100株，株距25公分，小區株數80株及株距30公分，小區株數66株；氮素追肥用量亦分爲三變級，爲10kg/ha、30kg/ha、與不施用追肥三種處理；藷苗種植方式爲每畦種二行，行距皆爲40公分，小區面積爲10平方公尺。
2. 調查日期：
   (1)於1994年 5 月種植，種植後一個月開始採收，每隔14天採收一次，共採收四次，（分別以 H1、H2、H3及 H4表示）並於每次採收後進行強剪，使其枝蔓無法伸展匍匐。
   (2)於1995年 5 月種植，種植後1.5個月待植株枝蔓完全匍匐覆蓋畦面才開始採收，每隔14天採收一次，計採收四次，並於第一次採收後翌日，每處理之小區逢機取 5 芽，調查其頂芽之生長速率，共調查10次。
3. 田間管理及調查取樣方式：
   (1)田間管理：藷苗於種植 2 天後田間施用 N：P_2O_5：K_2O＝30：60：100kg/ha 之基肥，施於兩行間，一星期後摘心，並於每次採收翌日即施用三種不同用量之氮素追肥，均勻撒施於畦面。試驗期間內均未噴灑農藥，並以人工去除雜草，適時灌溉。
   (2)取樣方式：頂芽是指由生長點算起包含 3～4 片展開葉之食用部位；於採收時每處理小區逢機取20芽，作產量相關性狀調查，並配合機械採收，以小區之頂芽總重作爲小區產量之依據。
4. 調查項目：
   (1)產量相關性狀調查：包括單株頂芽數（芽／株）、頂芽重（公克／芽）、頂芽長（公分／芽）、徑寬（公分／芽）及單芽葉片數（葉／芽）與單芽葉面積（平方公分／芽）。
   (2)小區產量調查：以單位面積之總頂芽重表示（公斤／10平方公尺）。
   (3)頂芽生長速率調查：每天量取頂芽長度，記錄其每日生長量。
5. 不同栽植形態調查：於1995年 8 月進行植株不同栽植形態萌芽數調查，每畦採單行種植，株距30公分，分別於種植後30天、43天、52天及61天採收。以單株頂芽數作產量比較之依據（單位：芽／株）。

結　　果

由變方分析結果（表 1、2 ）得知，1994年之試驗結果栽培密度處理影響葉用甘藷之第三次收穫（H3）之頂芽數、頂芽重及第一次（H1）第三次（H3）採收之徑寬，而於1995年則以第四次（H4）採收之頂芽長、第三次（H3）、第四次（H4）採收之徑寬表現有顯著差異。氮素追肥施用量的影響在1994年主要作用於葉用甘藷之第三次（H3）採收之頂芽數，第二次（H2）、第三次（H3）採收之頂芽重及第一次（H1）採收之徑寬、葉片數與第一次（H1）、第二次（H2）採收之葉面積。1995則除了葉片數不受氮素追肥施用量影響外，其他性狀如第二至第四次（H2-H4）採收之頂芽重、葉面積及第一至第四次（H1-H4）採收之頂芽長、徑寬均有顯著差異。而二年的試驗結果，栽培

密度與氮素追肥施用量之間均無顯著的交感作用。

表 1. 1994、1995年試驗不同栽培密度及氮素追肥施用量葉收量構成因素之變方分析

Table 1. Analysis of variance of planting spacing and additional nitrogen fertilization treatments on leaf tips yield components in the leafy vegetable sweet poteet during 1994 and 1995 (mean squares)

S.O.V.	d.f	Tip bud number				Tip bud weight				Tip bud length			
		H1[z]	H2	H3	H4	H1	H2	H3	H4	H1	H2	H3	H4
1994													
Block	1	0.50	1.33	22.0**	1.50	0.09	0.10	0.002	1.30*	3.06	0.002	0.51	2.22
Spacing	2	0.25	1.91	4.82*	1.93	0.37	0.09	0.18*	0.11	0.28	1.32	0.63	0.47
Nitrogen	2	0.53	1.68	6.14**	10.45	0.54	0.68**	0.23*	0.15	2.30	0.94	1.27	0.14
S×N	4	0.73	1.20	4.21	2.13	0.14	0.10	0.02	0.05	0.76	3.37	0.42	0.29
Error	8	0.48	3.56	0.60	5.85	0.26	0.05	0.05	0.17	1.81	1.22	0.82	0.30
1995													
Block	1					—[y]	0.002	0.01	0.01	—	5.38	11.48*	7.51
Spacing	2					—	0.02	0.05	0.25	—	3.26	1.25	11.00*
Nitrogen	2					—	7.48*	1.59*	1.26*	—	147.51**	109.06**	53.07**
S×N	4					—	0.49	0.05	0.04	—	4.89	3.61	5.97
Error	8					—	0.34	0.04	0.31	—	3.49	2.68	2.91

[z] H1 : 1st harvest, H2 : 2nd harvest, H3 : 3rd harvest, H4 : 4th harvest.
[y] One block data was lost.
*,** significant at 5% and 1% level of probability, respectively.

表 2. 1994、1995年試驗不同栽培密度及氮素追肥施用量葉收量構成因素之變方分析

Table 2. Analysis of variance of planting spacing and additional nitrogen fertilization treatments on leaf tips yield components in the leafy vegetable sweet poteet during 1994 and 1995 (mean squares)

S.O.V.	d.f	Tip bud width				Leaf number				Leaf area			
		H1[z]	H2	H3	H4	H1	H2	H3	H4	H1	H2	H3	H4
1994													
Block	1	0.0022	0.006**	0.13**	0.001	0.44	0.50	0.13	0.22	0.17	3.61	4.26	4.19
Spacing	2	0.001*	0.0004	0.0009*	0.0002	0.29	0.07	0.034	0.02	2.62	1.55	2.36	0.64
Nitrogen	2	0.001*	0.0005	0.0004	0.0005	0.76*	0.08	0.184	0.13	1.85*	5.86*	5.35	0.50
S×N	4	0.0001	0.001	0.0007	0.0006	0.04	0.37	0.009	0.09	4.80	3.41	1.06	2.03
Error	8	0.0001	0.0003	0.0003	0.0004	0.15	0.15	0.128	0.08	3.28	4.24	2.21	0.53
1995													
Block	1	—[y]	0.010	0.009*	0.002	—	0.002	0.01	0.001	—	1.21	17.64	21.08
Spacing	2	—	0.003	0.008*	0.012**	—	0.002	0.09	0.11	—	15.03	5.22	34.13
Nitrogen	2	—	0.102**	0.045**	0.095**	—	0.16	0.01	0.07	—	1,297.72**	565.62**	570.15**
S×N	4	—	0.004	0.0007	0.001	—	0.16	0.07	0.02	—	60.18	33.73	15.70
Error	8	—	0.003	0.002	0.002	—	0.07	0.05	0.07	—	80.68	12.38	104.92

[z] H1 : 1st harvest, H2 : 2nd harvest, H3 : 3rd harvest, H4 : 4th harvest.
[y] One block data was lost.
*,** significant at 5% and 1% level of probability, respectively.

一、栽培密度對產量構成因素及小區產量的影響

(一)栽培密度對產量構成因素的影響

1. 頂芽數（Tip bud number）

1994年試驗於第三次（H3）採收時，株距30公分可提高植株頂芽數（芽／株），而株距20、25公分處理間差異不顯著。觀察四次採收，其新芽的萌發均維持6～7芽／株，因此，試驗期間，植株的萌芽能力未受採收次數影響。

1995年試驗因植株生長形態不同於1994年，其單株與單株之間枝蔓交錯伸展，因此未計算單株頂芽數。

2. 頂芽重（Tip bud weight）

1994年試驗只第三次（H3）採收結果有差異，30公分處理明顯較20公分處理重，25公分則介於二者之間；比較不同採收次數之頂芽重的變化，由圖 1可知頂芽重隨著採收次數的增多而漸減；尤其最後一次（H4）採收，三種栽培密度處理之頂芽重均不及2公克／芽。1995年試驗則不論何種密度處理，對頂芽重均無影響，且均較第一年結果重。

3. 頂芽長（Tip bud length）

1994試驗結果，植株頂芽之食用部位長度不受栽培密度影響，但因持續採收多次，使其頂芽長度逐漸變短。而1995年其栽培密度的影響在最後一次（H4）採收時最爲明顯，以株距30公分之芽長8.13公分較佳；第一至第三次（H1-H3）採收三種密度處理則均無顯著影響（圖 1）比較兩次試驗最後一次（H4）採收結果，不論是株距20、25或30公分處理，1995年試驗結果均較1994年試驗長約2公分／芽。

4. 徑寬（Bud width）

1994年試驗第三次（H3）採收處理以株距30公分之徑寬最大爲0.36cm，而20公分處理值最小爲0.33cm，株距25公分之徑寬介於二者之間，且由採收次數的增加，造成徑寬明顯減少約1／2；三種栽培密度下皆相同。1995年試驗則以株距30公分處理在後期（H3、H4）採收較佳，但初期（H1、H2）各處理間無顯著差異（圖 1）。調查兩次試驗最後一次採收（H4）結果，1995年之試驗有較大的徑寬，平均約多0.2公分／芽。

5. 葉數（Leaf number）

1994年試驗之植株葉數不論是密度處理或採收次數間均無明顯變化，1995年試驗亦有類似的結果（圖 1）。

6. 葉面積（Leaf area）

與葉數調查結果相同，但1994年試驗之葉面積明顯在最後一次（H4）採收時減至最低而1995年試驗亦有此現象，但其葉面積較1994年試驗之葉面積大（圖 1）。

(二)栽培密度對小區產量的影響

1994年試驗四次採收之小區產量，第一次（H1）採收以株距20公分處理有較明顯的提高，雖然株距25公分較30公分產量略高，但兩者差異不顯著；第二次採收其產量以株距20公分略高於株距25公分處理，但兩者之間無顯著差異，仍以30公分處理收量最低；而後期（H3、H4）採收則三種密度之間無差異。且明顯可看出其小區產量隨著採收次數的增多而漸減，尤其最後一次（H4）採收，不論栽培株距大小，其產量約爲第一次（H1）收量的1／2（表 3）。1995年之試驗結果顯示栽培密度對四次的採收小區產量表現差異均不顯著；且不同於1994年試驗結果是其小區產量在第四次（H4）採收時達到最高，株距20公分處理由2.98kg/10m^{2}增至5.58kg/10m^2，25公分處理由4.44kg/10m^{2}增至7.12kg/10m^2，而株距30公分之產量則由3.96kg/10m^{2}增至6.97kg/10m^2，明顯優於1994年之試驗（表 3）。

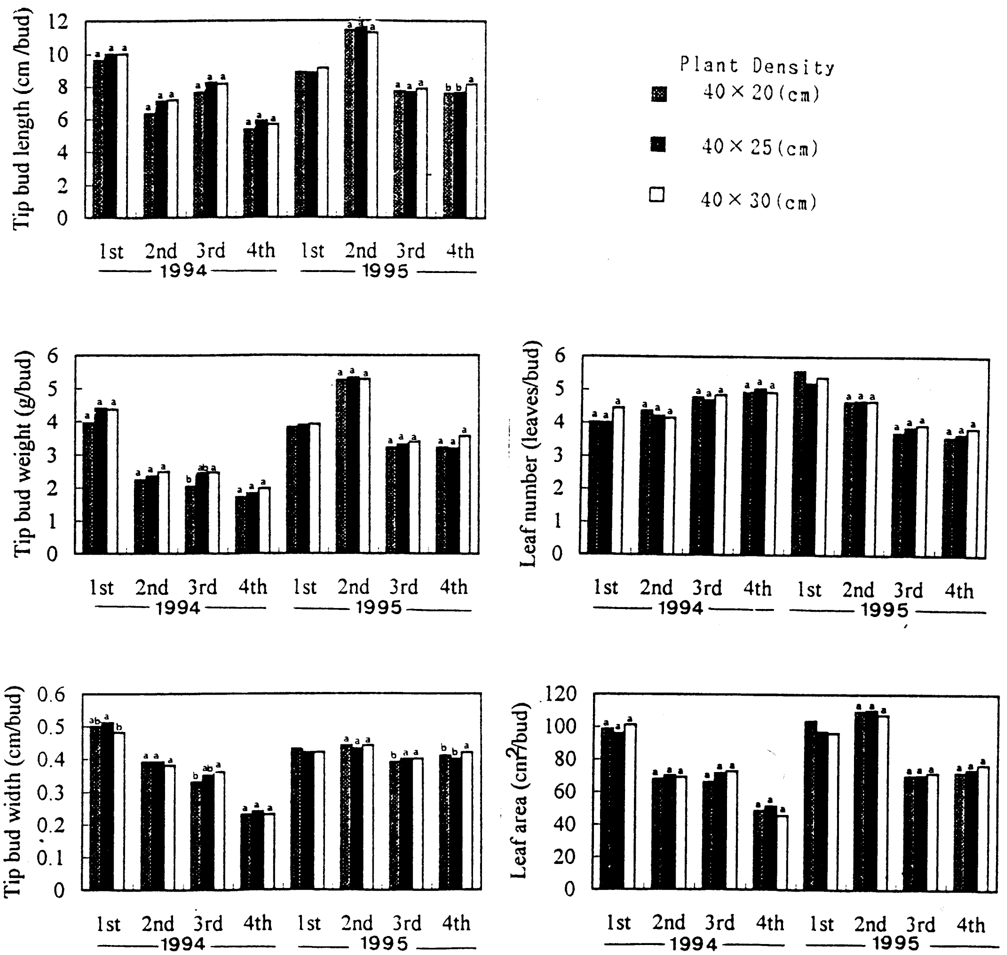

圖 1. 栽培密度對葉用甘藷產量構成因素的影響

Fig. 1. Effects of plant spacing on the yield components of the leafy sweet potato in 1994 and 1995.
a,b,在同一採收期內不同栽培密度間標示相同者，表示 DRMT (LSD) 測驗 5 %顯著水準無差異。1995年 (1st) 爲一重複之平均值。

二、氮素追肥施用量對產量構成因素及小區產量的影響

(一)氮素追肥施用量對產量構成因素的影響

1. 頂芽數 (Tip bud number)

1994年試驗除第三次 (H3) 採收施用氮素追肥有效外，其餘各處理間均無顯著差異。1995年試驗則限於植株的生長形態，無法調查頂芽數。

2. 頂芽重 (Tip bud weight)

1994年試驗第二、三次（H2、H3）採收增施氮素追肥明顯可提高重量；但10kg/ha處理之頂芽雖較不施追肥（0 kg/ha）者略高，但差異不顯著。最後一次（H4）採收時即使施用氮素追肥也無法提高頂芽重，且隨著連續採收而逐漸下降，30、10kg/ha 處理與不施用追肥者相同，均不及2公克／芽。1995年試驗經過四次的採收，施用較多氮素追肥（30 kg/ha）有明顯提高頂芽重的效果，尤其第二次（H2）採收時，單芽平均重可達6.2公克／芽，但10kg/ha的追肥則無顯著效果（圖 2）。

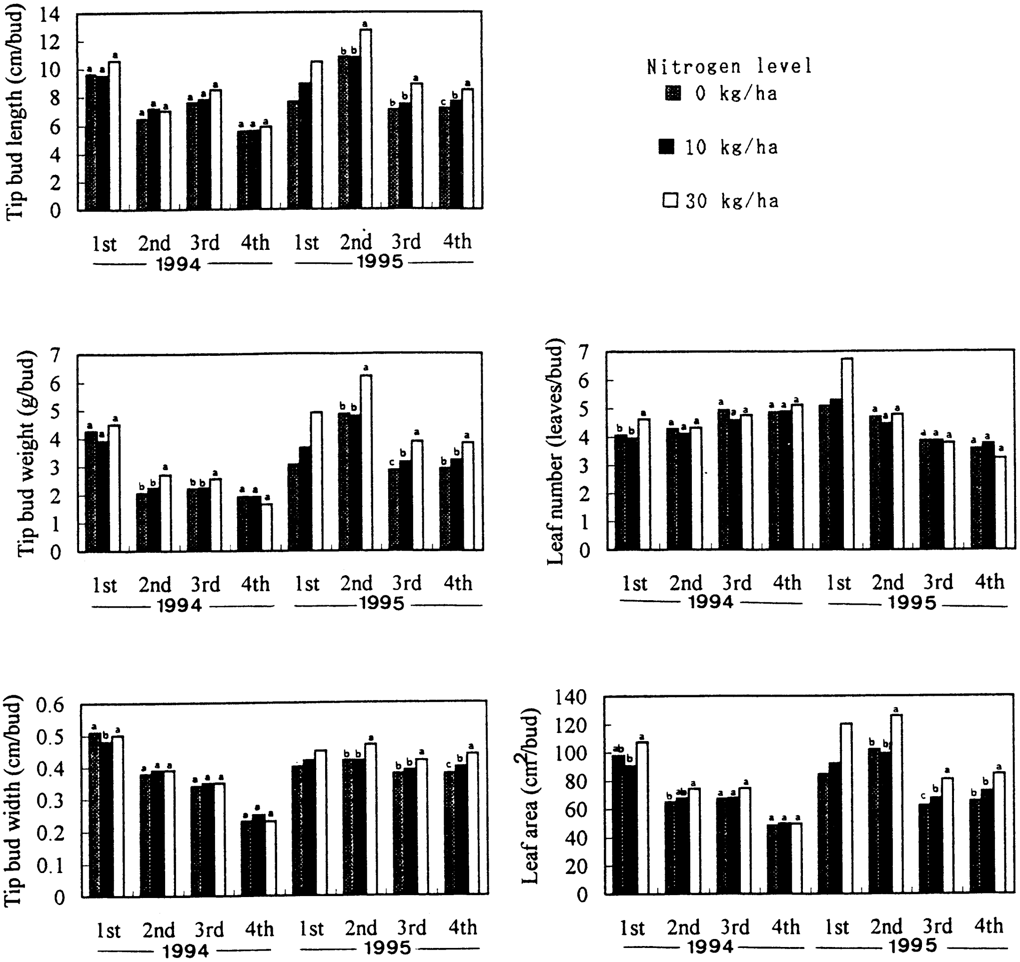

圖 2. 氮素追肥用量對葉用甘藷產量構成因素的影響

Fig. 2. Effects of additional nitrogen fertilizations on the yield components of the leafy sweet potato in 1994 and 1995.

a,b,在同一採收期內不同氮素追肥施用量間標示相同字母者，表示 DRMT（LSD）測驗 5％顯著水準無差異。1995年（1st）為一重複之平均值。

3. 頂芽長 (Tip bud length)

1994年的試驗，氮素追肥處理不影響頂芽長度，四次的採收結果，其差異均不顯著。但持續的採收則造成頂芽食用部位減少，尤其以施用追肥者更明顯，30 kg/ha 與10kg/ha 處理其頂芽食用部位約減少 4 公分。1995年試驗其頂芽食用部位均以30kg/ha 氮素追肥處理最長，然而二、三次 (H2、H3) 採收時之10kg/ha 與不施用追肥處理之間差異不顯著；但至後期 (H4) 採收，則10kg/ha 處理雖不及30kg/ha 效果佳，卻明顯較不施追肥者優 (圖 2) 。比較兩次試驗結果，在第四次 (H4) 採收時差距最大，1995年試驗不論氮素追肥施用多少，均較1994年試驗之頂芽長約 2 公分／芽。

4. 徑寬 (Bud width)

氮素追肥處理對1994年試驗之徑寬，僅第一次(H1)採收時有差異，而採收次數越多，萌發的芽體越細弱。1995年試驗則增施氮素追肥(30kg/ha)明顯可提高徑寬大小，四次的採收有相同的效果；且芽體不會因多次採收而變瘦小，試驗期間均維持在 4 mm 左右(圖 2)。

5. 葉數 (Leaf number)

氮素追肥對葉數多寡的影響，在1994年試驗第一次 (H1) 採收時30kg/ha 處理有較多葉片數，但平均僅增加約0.6片，而1995年試驗則各處理間無顯著差異 (圖 2) 。

6. 葉面積 (Leaf area)

氮素追肥施用能增大葉面積，尤其是30kg/ha 處理效果更顯著。但1994年的試驗結果僅初期 (H1、H2) 採收有作用，且採收次數增多，葉面積隨之減少；1995年試驗則無此情形；而其不施用追肥與10kg/ha處理之間差異不顯著 (圖 2) 。

(二)氮素追肥施用量對小區產量的影響

1994年試驗結果在第一至第三次採收時以30kg/ha 處理產量最高，10kg/ ha 與不施用追肥處理間差異不顯著，但最後一次採收時即使增施氮素追肥亦無法提高產量；且連續的收穫後，會降低小區產量，三種追肥量處理均相同；尤其是以不施用追肥處理最明顯，由1.72kg/10m²降至0.82kg/10m² (表 3) 。1995年的試驗在施用追肥後，產量有明顯的提高，以30kg/ha處理效果最好，尤其在最後一次的收量約可提高一倍。而其與1994年之試驗結果不同的是產量不會因採收次數的增加而減少，反有漸多的趨勢，且有明顯的增加 (表 3) 。

表 3. 栽培密度及氮素追肥施用量對葉用甘藷小區產量之影響

Table 3. Multiple effect test of planting spacing and nitrogen fertiligation on plot yield in the leaf vegetable sweet potato (unit: kg/10m²)

Treatments	1994				1995			
	H1[x]	H2	H3	H4	H1	H2	H3	H4
Within-row[y] spacing (cm)								
20	2.04a[z]	1.69a	1.51a	1.22a	2.98a	3.25a	3.56a	5.58a
25	1.72b	1.55ab	1.27a	0.95a	4.44a	3.98a	3.80a	7.12a
30	1.46b	1.18b	1.18a	0.91a	3.96a	4.34a	3.78a	6.97a
additional Nitrogen fertilization (kg/ha)								
0	1.72ab	1.16b	1.03b	0.82a	3.23a	2.72b	2.62c	4.93b
10	1.55b	1.49ab	1.29ab	1.13a	4.14a	4.15ab	3.77b	6.32b
30	1.97a	1.77a	1.64a	1.12a	4.01a	4.69a	4.75a	8.42a

[z] The same letters within the same column are not significificently different at 5% level by Duncan's MRT.

[y] Between-row spacing was 40cm.

[x] H1: lst harvest, H2: 2nd harvest, H3: 3rd harvest, H4: 4th harvest

三、頂芽之生長速率調查

1995年試驗調查植株採收間隔內不同栽培密度及氮素追肥處理對頂芽發育的影響，結果顯示，30公分株距配合30kg/ha 的氮素追肥用量，頂芽的生長速率最快，在採收後第9天已有21.2公分長，達到可採收的程度；而株距25公分及20公分配合氮肥30kg/ha 處理，生長速率明顯較差，長度分別只有15.3公分及16.2公分；若減少氮素追肥的施用量，則芽的生長亦隨之減緩，以0kg/ha 處理最明顯，三種栽培密度處理下，長度在第9天僅達13～14公分。因此，較寬的株距（30㎝）配合較高的氮素追肥施用量（30kg/ha）能促進芽的生長，並能縮短採收間隔4～5日。

四、不同栽植形態對植株頂芽萌發的影響

由圖 3可知植株在枝蔓未生長至匍匐形態前採收，約在種植後一個月即可進行第一次採收，但單株萌芽數較少；若待植株枝蔓匍匐於畦面後採收，則約在種後1.5個月開始採收，較前者延遲約二週，但單株所能採收之頂芽數較多，且越至後期差異越大。

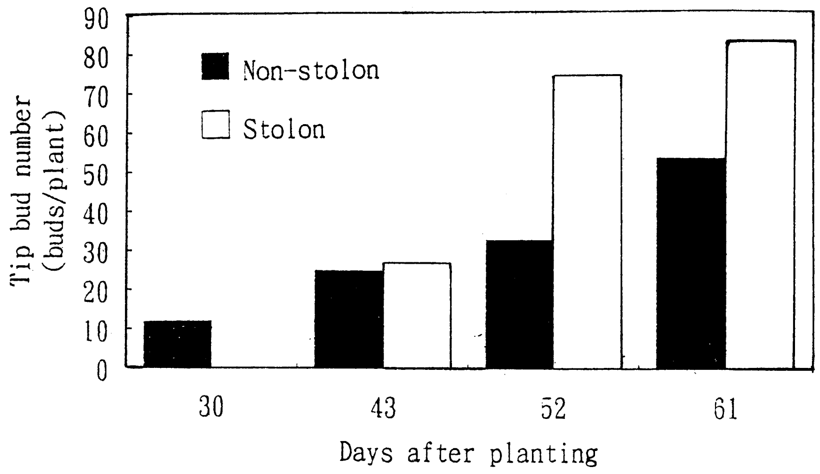

圖 3. 葉用甘藷不同植株形態對頂芽萌發的影響

Fig. 3. Effect of different planting type on tip bud rumber in leafy sweet potato (unit: buds/plant)

討論與建議

單位面積內株數是影響1994年試驗採收（H1、H2）初期產量的主要原因，密植（株距20公分）可得較高的收量；但後期（H3、H4）植株的生育受到養份分配量的影響，單株產量減少。雖然株距30公分處理其單位面積株數較少（66株／10㎡），但單株所能分配到的養分較多，使其有較高的頂芽數、頂芽長、頂芽重；其單株產量略優於20公分處理者；因此相較之下使得小區產量差異不顯著。對葉菜類而言，主要以食用葉片為主，嫩莖為輔，當嫩莖老化時則失去其食用價值[5]，葉用甘藷亦如此，植株在最後一次採收時受到植株生長勢衰弱的影響，枝蔓老化，使所採收之頂芽細弱，食用部位短，商業價值低。而持續採收引起的產量漸減與植株之頂芽重、頂芽長、徑寬減少有關。

而1995年之試驗則不論株距20、25或30公分處理，由於從種植至採收之間生育期較長（1.5～2.0個月），枝蔓已充分伸展並完全覆蓋畦面；因此對小區產量而言，栽培密度已不具影響力。雖然後期採收之頂芽長、徑寬均以30公分處理較佳，但對收量總重而言，影響不明顯。

蔬菜的生育及產量受氮素追肥用量影響很大，氮素缺乏，則植株生育隨之遲緩，產量下降，且葉

色亦受影響[7]。而甘藷塊根和葉片均利用氮素作爲蛋白質合成的供給源，隨著甘藷塊根的發育，甘藷葉內的蛋白質含量也隨之改變；甘藷在種植後40天至80天內爲塊根形成期（initiation），80天後塊根進入肥大期（enlargement），因此，甘藷葉在種植初期的80天內蛋白質含量較高，但當塊根急速肥大，成爲氮素主要積儲（sink）時，會造成葉片內蛋白質含量下降[12]。而遮蔭會減緩塊根形成及同化作用，有助於甘藷葉產量及食用品質如鮮嫩度、風味、莖葉色澤等[9]。雖然施肥對甘藷之影響一直著重於地下部塊根的生產，但依其地上部與塊根之生長曲線，亦可觀察其氮素吸收與莖葉生長之關係。根據鎌谷氏的研究顯示，甘藷莖葉生長量（平均鮮重）隨著氮素吸收量的增加而提高[7]。villar-eal[12]的報告也指出，於栽培期間每公頃施用氮肥總量120公斤可提高葉用甘藷莖葉（leaf tips）產量，尤其是葉片數與葉片大小；劉[5]亦認爲總量200kg/ha 氮素可使葉菜類如空心菜、莧菜等達到最大葉面積指數，但若施用過多（300kg/ha）則有妨礙幼植株生長的趨勢；而本試驗兩年之觀察結果顯示施用氮肥的確能增加產量，但對頂芽食用部位處之葉片數目無顯著影響。

連續二年試驗結果顯示其產量雖皆以氮素追肥30kg/ha處理最好，但對1994年之試驗而言，氮素追肥效果主要作用於頂芽重的增加，頂芽數雖略有提高，但差異不顯著；而頂芽長、徑寬、葉數則無作用。而連續的採收所造成的頂芽重、頂芽長與徑寬逐次減少亦直接影響了小區產量。反之，1995年之試驗其氮素追肥的效果除了頂芽食用部位葉數無影響外，但對頂芽重、頂芽長、徑寬及葉面積均明顯增加；小區產量亦隨著採收次數增多而有提高的趨勢，顯示其栽植形態較有利於氮肥的吸收與利用；但僅施用10kg/ha對增產則不具經濟效果。

植株栽植形態是影響葉用甘藷生育進而影響產量的重要因素，比較兩年試驗的採收量，1995年明顯高於1994年之試驗結果，除了因其單株頂芽重、頂芽長、徑寬及葉面積均優於1994年外，頂芽數多寡應是造成產量差距的最大原因，藉由不同的栽植形態觀察植株生育情形，可知其對頂芽萌發數影響甚巨。此與李[1]研究對空心菜的結果相似。1994年之試驗植株因進行連續強剪的採收方式，植株枝蔓伸長受抑制，無法匍匐更新，使其可長出新芽及新根系之節數減少，加上枝蔓因連續採收明顯老化，使得新芽萌發少且植株積儲之養分因強剪而耗盡，必須利用較多的能量以恢復生長勢，但因新根系無法產生，影響了根部對養水分的吸收利用，使其新芽之芽體隨著採收次數增多而逐漸變得細弱，小區產量亦因植株生長勢衰弱而隨著採收次數的增加而漸減。

綜觀兩年之試驗結果可知，於實際應用上，適當的栽培模式應依栽培目的而異；如欲縮短種植至採收所須的時間以爭取提早採收的利潤，則以株距20公分之高密度栽培者早期產量較高，獲益較豐；但植株忌強剪，以避免因連續採收造成後期產量的銳減。至於氮素追肥施用量的配合，雖然1994年之試驗於統計上高氮素追肥的施用是有利的，但由於實際收量的增加有限，因此是否採用高氮素追肥則有待評估。如希望以獲得較高的產量且延長收穫期爲目的，則令枝蔓充分伸展，使其均勻覆蓋畦面後再行採收，雖然第一次的採收會稍遲約15日，但產量較高且植株能維持較強的生長勢，產量能穩定的上升；由於栽培密度對其產量影響不大，故可採用株距30公分之低密度栽培，但須配合較高的氮素追肥用量，以獲得最大的產量。

誌 謝

本研究計畫蒙行政院農業委員會［84科技-2.1-糧-18（3-3）、85科技-1.3-糧-35（2-3）］經費補助，謹致謝忱。

引用文獻

1. 李美娟。1995。品系、採收節位及扦穗節位對空心菜生長影響之研究。76頁。國立臺灣大學園藝研究所碩士論文。
2. 林俊義。1985。臺灣地區夏季蔬菜產銷概況。夏季蔬菜生產改進研討會專輯。3-8頁。臺灣省桃園區農業改良場編

印。
3. 洪　立。1995。臺灣蔬菜育種之目前狀況及未來發展方向。蔬菜育種研討會專刊。299-316頁。臺灣省桃園區農業改良場特刊7號。張學琨、廖芳心主編。臺灣省桃園區農業改良場編印。
4. 張粲如。1988。夏季蔬菜栽培技術現況與改進。中國園藝 34(3)：153-159。
5. 劉政道。1977。氮肥施用量對五種熱帶葉菜類之生育與蛋白質含量之相關研究。中國園藝 23(3)：114-128。
6. 諶靜吾。1985。臺灣蔬菜未來發展之展望。夏季蔬菜生產改進研討會專輯。9-14頁。臺灣省桃園區農業改良場編印。
7. 諶克終譯。1979。蔬菜之營業生理與施肥之新技術。421頁。徐氏基金會出版。
8. Ona, C. L. and E. chujoy. 1991. Screening of sweet potato for leaf tips as vegetable. In: The potato and sweet potato in southeast asia and the pacific region. pp. 194-203. Research results presented in a series of working paper. International Potato Center (CIP) .
9. Opena, G. B., A. L. Demagante, M. T. L. Gerpacio and P. Vander Zaag. 1990. Growth and yield analysis of sweet potato cultivars under different light intensities. CIP Region VII Working paper ＃90～16 pp. 133-147.
10. Villareal, R. L., S. C. Tsou., H. F. Lo. and S. C. Chiu. 1982. Sweet potato leaf tips as vegetable. In: R. L. Villareal and T. D. Griggs (eds) . Sweet potato proceedings of the first International Symposium. pp. 313-320. Asian Vegetable Research and Development Centert. Taiwan.
11. Villareal, R. L., S. K. Lin., L. S. Chang. and S. H. Lai. 1979. Use of sweet potao (Ipomea Batatas) leaf tips as vegetable. Ⅰ. Evaluation of morphological traits. Expl. Agric. 15：113-116.
12. Villareal, R. L., S. C. Tsou., S. K. Lin. and S. C. Chiu. 1979. Use of sweet potato (Ipomea Batatas) leaf tips as vegetable. Ⅱ. Evaluation of yield and nutritive quality. Expl. Agric. 15：117-122.
13. Villareal, R. L., S. C. Tsou., S. C. Chiu. and S. H. Lai. 1979. Use of sweet potato (Ipomea Batatas) leaf tips as vegetable. Ⅲ. Organoleptic evaluation. Expl. Agric. 15：123-127.

Effects of Plant Spacing and Nitrogen Fertilizations on the Leaf Tips Yield of a Leafy Sweet Potato[1]

Hsin-Chen Lee, Yung-Chang Lai and Yi-Sin Chen[2]

Summary

The leaf vegetable sweet potato local variety' Ong Tsai' (water spinach) were used to study the effects of three plant spacing (within row spacing20, 25 and 30 cm, between row spacing 40 cm) and three levels nitrogen (0,10and 30 kg/ha) fertilizers on yield and yield components, such as tip bud weight, tip bud number, tip bud length, tip bud width, leaf number and leaf area. The experiments were conducted during May to August in 1994 and 1995 at Chaiyi Agriculture Experiment Station. In 1994, dense planting treatment increased yield at lst and 3rd harvest, but not at 2nd and 4th harvest. No significant differences were found on yield components among three plant spacing treatments except at 3rd harvest 30 cm spacing promoted tip bud number, tip bud weight and tip bud width. In 1995, the effects of plant spacing on yield and yield components were not significant exclude the highest tip bud length and width were recorded in 30 cm treatment at 4th harvest. Nitrogen fertilizers tended to increase yield. Application 30 kg/ha nitrogen fertilizer got the highest plot yield. Nitrogen ferilizers also facilitated the yield components except leaf number in 1995, but not in 1994. The different response on yield and plant development according to differ form cutting range to stolons between 1994 and 1995 were discussed in this report. Generally, Light cutting on the stolon length (stolon) in 1995 provides better marketable yield, lateral shoots and new roots. heavy cutting on the stolon length (non-stolon) in 1994, however, caused poor yield because of aging lateral shoots. The phenomena were more significant as harvesting times increased.

Key words : Leaf vegetable sweet potato, Plant spacing, Nitrogen fertilization, Yield, Yield components.

1. Contribution NO. 1857 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Respectively, Research Assistant, Assistant Agronomist and Senior Agronomist, Chiayi Agricultural Experiment Station, TARI, Chiayi, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）45(3)：241～249（1996）

甘藷葉片誘導再生植株之研究[1]

羅 淑 芳[2]　　蔡 新 聲[3]

摘要：不同基因型的甘藷葉片培養於不添加任何植物生長調節劑之MS 培養基，誘導根的形成及再生植株的能力較葉柄佳；0.2～1.0mg/l thidiazuron（TDZ）雖可使葉片及葉柄癒合組織誘導率達100%，但對根及植株之再生無效；以30天葉齡的組織培養試管苗葉片基部，較有利於根的形成、植株的再生及癒合組織的誘導。MS 基本鹽類添加0.1～0.5mg/l NAA 的培養基，可誘導85%以上的葉片形成根，癒合組織誘導率亦達92%以上，而添加0.1mg/l NAA 則可使植株再生率高達78%。

關鍵詞：甘藷、葉片、植株再生。

甘藷是熱帶國家最重要的雜糧作物之一，因甘藷有自交不親和性，對傳統育種是一大障礙。近十年來，多位學者嘗試以標識基因（marker gene）或報導基因（reporter gene）進行基因轉移[6,21]，但其前提必須能再分化成完整之植株，才能達到基因轉殖之最終目的。有些報告指出甘藷的莖、莖頂、花藥、葉柄及葉片均可誘導癒合組織形成，但植株再生率偏低[2,14,20]。

自 *Ipomoea* 體細胞雜交（somatic hybridization）成功後[11,12]，使甘藷種原能被更寬廣的利用；甘藷因不同基因型而致體胚（somatic embryo）形態也不同[3,5,8,9]；Ritchie and Hodges 指出體胚系統已經被應用於轉殖植物及人工合成種子[19]，而甘藷體胚已被建立[5,8,9,22]。Prakash *et al.* 已成功的將 *gusA* 基因導入甘藷的葉片及葉柄組織[18]。Prakash 則報導甘藷之農桿菌轉殖系統已被建立，可移入外來基因如 *npt II*、*bpt*，*bar* 及 *dbfr*，但再生植株沒有成功[17]。Otani *et al.* 指出甘藷植株再生率低因而限制轉殖基因的發展[14]。因此本研究之目的為提高甘藷不同來源培植體誘導再生植株的比率，以利於基因轉殖之工作。

材料與方法

本試驗所選用的材料，包括甘藷品108（Pin 108）、臺農57號（TNG 57）、臺農63號（TNG 63）、臺農64號（TNG 64）、臺農65號（TNG 65）、臺農66號（TNG 66）、臺農67號（TNG 67）等無病毒苗的莖段。培養基配方為 Murashige and Shoog（1962）基本無機鹽類添加0.4mg/l Thiamine・HCl、100mg/l inositol、lmg/l IAA、3% sucrose 及0.8% Difco agar 之改良式 MS 培養基。培植體置於25±1°C 恒溫，光照1,500 lux，光期16小時之環境下培養，取展開葉片及葉柄，進行下述各項試驗：

一、取展開葉片（15～20mm）及葉柄（10mm）培養於基本 MS 培養基添加0～1.0mg/l TDZ、3% sucrose 及0.8% Difco agar，pH＝5.7±0.1。

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第1858號。
2. 本所嘉義農業試驗分所助理。臺灣省　嘉義市。
3. 本所農藝系研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

二、取不同基因型甘藷的展開葉片及葉柄，培養於基本 MS 培養基，添加3% sucrose 及 0.8% Difco agar, pH=5.7±0.1。

三、不同葉齡及位置的葉片對再生植株的影響：甘藷的莖段培養10天、20天及30天，分別取展開葉片，再切成上、中及下等不同位置，培養於基本 MS 培養基，添加3% sucrose 及 0.8% Difco agar, pH=5.7±0.1。

四、取甘藷莖段培養30天的展開葉片，培養於不同濃度 BA 及 NAA 的基本 MS 培養基，添加3% sucrose 及 0.8% Difco agar, pH=5.7±0.1。

五、資料的統計分析

根分化率、植株再生率及癒合組織形成率等，以二項分佈（Binomial distribution）95%信賴區間檢定處理間之差異。

結　果

一、不同品種間葉片及葉柄之植株再生率

表 1 顯示甘藷品108品種之葉片及葉柄，培養於不添加任何植物生長調節劑之 MS 培養基，誘導根的形成率分別爲46%及6%，其中僅葉片所誘導的根節上有10%植株再生率（圖 1）；當培養基內添加0.2~1.0mg/l TDZ，可使葉片及葉柄癒合組織之形成率達100%，但對根的形成及再生植株卻有不良的影響。

表 1. 甘藷品108葉片及葉柄培養植株之再生率

Table 1. Regeneration rate in leaf and petiole explants of sweet potato (*Ipomoea batata* L. cv. Pin 108) [z]

Explants	Thidiazuron concentration (mg/l)	No. of explant cultured	Root formation		Plantlet induced from differentiated root		Callus formation	
			No.	%	No.	%	No.	%
Leaf	0.0	33	15	46(29~63)[y]	3	10(0~20)	12	36(20~53)
	0.2	42	0	0	0	0	42	100
	0.4	43	0	0	0	0	43	100
	0.6	50	0	0	0	0	50	100
	0.8	43	0	0	0	0	43	100
	1.0	43	0	0	0	0	43	100
Petiole	0.0	33	2	6(0~14)	0	0	8	24(10~38)
	0.2	42	0	0	0	0	42	100
	0.4	43	0	0	0	0	43	100
	0.6	50	0	0	0	0	50	100
	0.8	43	0	0	0	0	43	100
	1.0	43	0	0	0	0	43	100

[z] Basal medium：MS basic salts, 3% sucrose and 0.8% Difco agar, pH=5.7. Culture duration was 150 days.

[y] Data in parentheses are 95% confidence limits of Binomial Distribution.

將不同基因型甘藷品種的葉片培養於基本 MS 培養基，結果以臺農65號根的形成率最佳達94%，其餘品種或多或少亦均有根形成（表 2）。葉片再生植株的方式品種間稍有不同，品108可自根節誘導6%再生植株，臺農57號、臺農63號、臺農65號及臺農67號等的葉片基部可直接誘導植株形成，其中以臺農63號及臺農67號的效果較佳分別達22%及19%。以葉柄爲培植體對根的形成及再生植株的效果不佳，僅臺農57號及臺農65號兩品種有少許根形成，而再生植株則未見產生（表 3）。綜合以上

結果得知，不同品種間誘導葉片形成根及再生植株的效果較葉柄佳，癒合組織則以品108、臺農63號及臺農67號等品種較易形成，對再生植株似有幫助。

表 2. 不同甘藷品種葉片培養之植株再生率

Table 2. Regeneration rate in leaf explants of sweet potato (*Ipomoea batata* L.) from different genotypes z

Genotype	No. of leaf cultured	Root formation		Plantlet regeneration		Callus fromation	
		No.	%	No.	%	No.	%
Pin108	36	21	58(42～ 74)[y]	2	6(0～13)	11	31(16～46)
TNG57	50	19	38(25～ 52)	1	2(0～ 6)	0	0
TNG63	41	30	73(60～ 87)	9	22(9～35)	4	10(1～19)
TNG64	32	1	3(0～ 9)	0	0	0	0
TNG65	33	31	94(86～100)	2	6(0～14)	0	0
TNG66	29	5	17(27～ 63)	0	0	0	0
TNG67	43	20	47(32～ 61)	8	19(7～30)	16	37(23～52)

[z] Basal medium : MS basic salts, 3% sucrose and 0.8% Difco agar, pH=5.7. Culture duration was 60 days.
[y] Data in parentheses are 95% confidence limits of Binomial Distribution.

表 3. 不同甘藷品種葉柄培養之植株再生率

Table 3. Regeneration rate in petiole explants of sweet potato (*Ipomoea batata* L.) from different genotypes[z]

Genotype	No. of petiole cultured	Root formation		Plantlet regeneration		Callus fromation	
		No.	%	No.	%	No.	%
Pin108	36	0	0	0	0	0	0
TNG57	50	1	2(0～ 6)[y]	0	0	0	0
TNG63	41	0	0	0	0	8	20(8～32)
TNG64	32	0	0	0	0	3	9(0～19)
TNG65	33	2	6(0～14)	0	0	0	0
TNG66	29	0	0	0	0	0	0
TNG67	43	0	0	0	0	16	37(23～51)

[z] Basal medium : MS basic salts, 3% sucrose and 0.8% Difco agar, pH=5.7. Culture duration was 60 days.
[y] Data in parentheses are 95% confidence limits of Binomial Distribution.

二、不同葉齡及位置葉片之植株再生率

表 4 顯示臺農63號及臺農67號兩品種均以葉片基部形成根的效果較佳，其中20～30天葉齡的葉片又比幼嫩葉片（10天）效果好；植株再生方面則臺農67號10～30天葉齡的葉片基部（base）再生植株效果較臺農63號佳，且顯示臺農67號不同葉齡對植株再生效果，依序爲30天＞20天＞10天，而癒合組織亦以30天葉齡的老葉較易形成；綜合以上結果得知，將來進行基因轉殖時取材，應以較老熟葉片之葉基爲佳。

表 4. 不同葉齡和位置的甘藷葉片培養之植株再生率

Table 4. Effects of age and position from leaf explants of sweet potato (*Ipomoea batata* L.) on regeneration rate[y]

Cultivar/leaf age	Position of leaf	No. of explant cultured	Root formation		Plantlet regeneration		Callus formation	
			No.	%	No.	%	No.	%
TNG63								
	tip	62	4	7(0~13)[z]	0	0	0	0
10days	middle	60	2	3(0~ 8)	0	0	0	0
	base	62	27	44(31~56)	2	3(0~ 8)	0	0
	tip	29	2	7(0~16)	0	0	0	0
20days	middle	26	3	12(0~24)	0	0	0	0
	base	29	15	52(34~70)	0	0	0	0
	tip	48	10	21(9~32)	0	0	0	0
30days	middle	49	6	12(3~21)	0	0	2	4(0~10)
	base	50	27	54(40~68)	2	4(0~ 9)	1	2(0~ 6)
TNG67								
	tip	41	7	17(6~29)	0	0	2	5(0~12)
10days	middle	41	4	10(1~19)	0	0	0	0
	base	41	13	32(18~46)	4	10(1~19)	2	5(0~12)
	tip	40	6	15(4~26)	0	0	1	3(0~ 7)
20days	middle	38	5	13(2~24)	0	0	0	0(0~ 8)
	base	40	31	78(65~90)	7	18(6~29)	21	53(37~68)
	tip	46	25	54(40~69)	0	0	21	46(31~60)
30days	middle	47	15	32(19~45)	0	0	24	51(37~65)
	base	47	39	83(72~94)	14	30(17~43)	32	68(55~81)

[z] Basal medium : MS basic salts, 3% sucrose and 0.8% Difco agar, pH=5.7. Culture duration was 60 days.
[y] Data in parentheses are 95% confidence limits of Binomial Distribution.

三、植物生長調節劑對葉片再生植株之影響

表 5 顯示培養基中不添加任何植物生長調節劑，臺農67號甘藷葉片形成根的比率爲71%，葉片基部誘導植株再生率爲18%，癒合組織的形成率爲57%。培養基中添加0.1~0.5mg/l NAA 後，可提高葉片形成根及再生植株的效果，其中又以添加0.1mg/l NAA 之處理，可提高葉基再生植株率爲78%最佳（圖 2），而添加0.5mg/l NAA 之處理，則54%可自葉基或根節再生植株（圖 3）；培養基中添加 BA，雖癒合組織形成率可達100%，但對於根的形成及植株再生則有不利的影響。

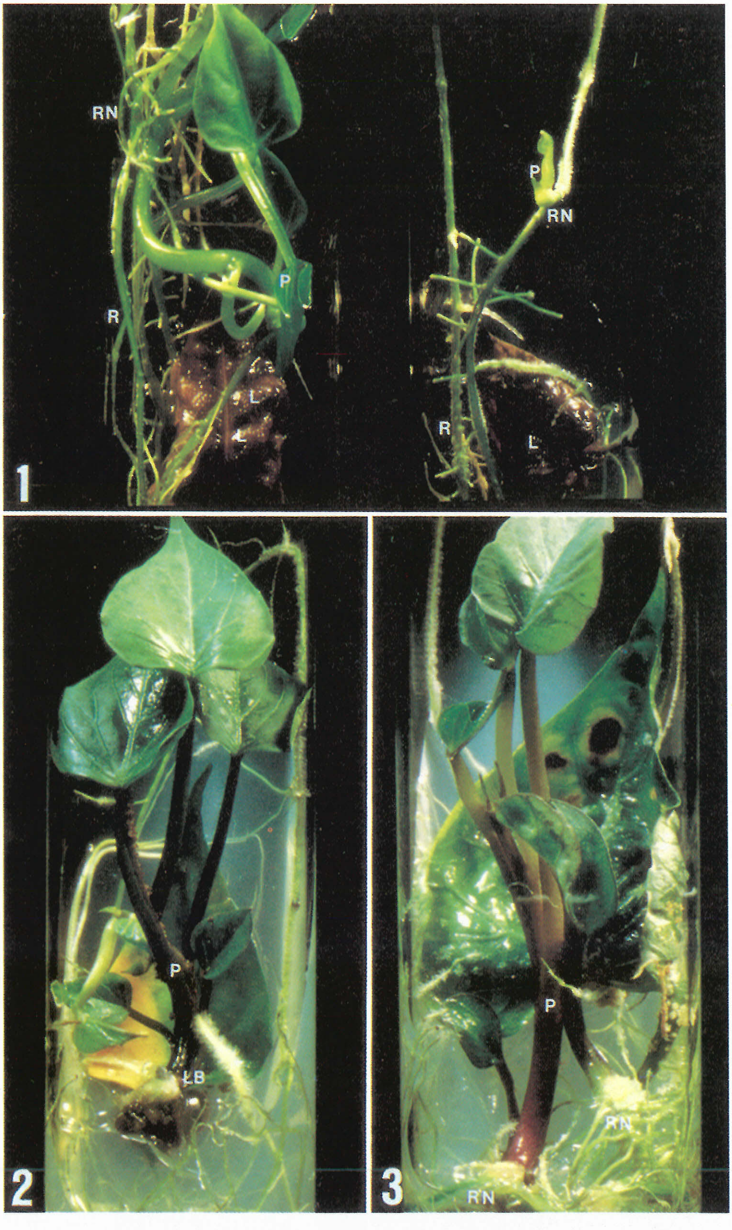

圖 1. 甘藷品108葉片(L)培養於基本MS培養基先誘導根(R)形成，再由根節(RN)上再生植株(P)

Fig. 1. Roots (R) were induced from cultured leaves (L) of Pin108. Plant regeneration (P) was observed from these induced root node(RN) continuously cultured on MS basal medium.

圖 2. 甘藷(臺農67號)葉片培養於基本 MS 培養基添加0.1mg/l NAA二個月，自葉基部(LB)再生植株(P)

Fig. 2. Plant (P) was directly induced from leaf base (LB) of TNG67 when leaf was cultured on MS basic salts supplemented with 0.1mg/l NAA for 2 months.

圖 3. 甘藷(臺農67號)葉片培養於基本 MS 培養基添加0.5mg/l NAA二個月，自葉基部或根節(RN)再生植株

Fig. 3. Plant regeneration was observed both on leaf base and leaf-derived root node (RN) when leaves of TNG67 were cultured on MS basic salts supplemented with 0.5mg/l NAA for 2 months.

表5. 不同 BA 及 NAA 濃度對臺農67號30天葉齡的葉片再生植株的影響

Table 5. Regeneration rate in 30 day-old leaf of sweet potato(cv. Tainung 67) cultured on MS medium containing varying concentrations of BA and NAA[y]

Concentration (mg/l)	No. of leaf cultured	Root formation		Plantlet regeneration		Callus fromation	
		No.	%	No.	%	No.	%
CK	49	35	71(59~ 84)[z]	9	18(8~29)	28	57(43~ 71)
BA 0.1	49	0	0	1	2(0~ 6)	49	100
BA 0.5	50	0	0	0	0	50	100
NAA 0.1	50	47	94(87~100)	39	78(67~90)	46	92(85~100)
NAA 0.5	48	41	85(84~ 86)	26	54(40~68)	45	94(87~100)
BA0.1+NAA0.2	49	0	0	0	0	49	100

[z] Basal medium：MS basic salts, 3% sucrose and 0.8% Difco agar, pH=5.7. Culture duration was 60 days.

[y] Data in parentheses are 95% confidence limits of Binomial Distribution.

討　論

Pido *et al.* 曾報導以甘藷 jewel 品種之葉片誘導不定根產生，再將不定根片段培養於不添加任何植物生長調節劑之 B5 無機鹽類及 MS 有機鹽類培養基，可獲得約10%的植株再生率[16]；本研究也有類似之結果，可自葉片所誘導之根節上產生再生植株（圖 1）。Antonelli(1990)指出以 2,4-D 處理甘藷根段及葉片，有助於器官的形成[1]；Prakash 以甘藷葉柄爲培植體分二階段培養，第一階段 MS 基本培養基添加0.2mg/l 2,4-D，第二階段以0.2mg/l TDZ 替代2,4-D，結果植株的再生率幾乎達100%[17]。Gosukonda *et al.* 亦報導將葉柄分二階段培養，第一階段將葉柄平放於 MS 添加 0.2mg/l 2,4-D 培養三天，第二階段將葉柄垂直移至 MS 培養基添加 0.05mg/l 2ip 及 0.05mg/l TDZ，可使八個不同基因型甘藷植株再生率最高達67%，單獨使用 TDZ 則對於葉柄再生植株的效果不佳，同時指出甘藷葉柄的培養方向，與植物生長調節劑運轉有關[7]。本研究使用 TDZ 於葉片及葉柄對再生植株的效果不佳，可能與品種、葉柄培養方向及未採用兩階段培養有關（表 1）。Jarret *et al.* 指出甘藷不同基因型所誘導胚的形態決定植株的再生率[8]；Liu *et al.* 以甘藷野生種（*Ipomoea triloba* L.）不同部位組織，誘導再生能力的順序爲莖＞葉片＞葉柄[10]。本研究結果也發現基因型決定植株再生率，七個不同基因型中以臺農63號及臺農67號的葉片基部，植株再生的效果較佳，同時發現不同基因葉片的再生能力均優於葉柄，與上述學者有類似的結果（表 2，3）。Antonelli 報導薔薇科成熟葉片誘導植株再生的效果較幼嫩葉片佳[1]；本研究亦發現較成熟的葉片，再生植株的效果優於年輕葉片；同時不同葉齡的葉片基部（base）形成根的效果優於葉中間及頂端位置；品種間有同樣的趨勢（表 4）。Ozias-Akin and Perera 指出 BA 有抑制不同基因型甘藷品種植株再生的作用[15]。然而有些學者有不同的看法，Pido *et al.* 以甘藷 jewel 品種之葉片誘導不定根產生，再將不定根片段培養於 B5 無機鹽類及 MS 有機鹽類，單獨添加 0.1~0.4mg/l BA，30%以上可形成再生植株，但沒有根的形成；而添加 0.2mg/l NAA 及 0.1mg/l BA，可獲得45%的再生植株[16]。Liu*et al.* 認爲 BA 對於不定根形成芽體可能扮演著重要的角色[10]。BA 也被應用於 *I.*

trichocarpa ELL 的葉片培養[13]。本研究爲提高葉片再生植株的比率，培養基中添加 0.1～0.5mg/l NAA，促使植株再生率提高至78%，顯示 NAA 對甘藷葉片再生植株有助益；不同濃度的 NAA 對葉片再生植株的部位稍有不同，較低濃度的 NAA 處理，使再生植株皆自葉基部產生（圖 2），較高濃度的 NAA 處理，可形成較粗大之根，再生植株可自葉基部或根節上產生（圖 3）；添加 0.2 mg/l NAA 及 0.1mg/l BA，僅對癒合組織的形成有利，但不利於根的形成及再生植株，顯示 BA 對於甘藷葉片再生植株有抑制作用。

引用文獻

1. Antonelli, M.1990. The use of a brief 2,4-D treatment to induce leaf regeneration on*Prunus Canescens* Bois. Acta Hort. 280：45—51.
2. Carswell, G. K. and R. D. Locy. 1984. Root and shoot initiation by leaf, stem and storage root explants of sweet potato. Plant Cell Tiss. Organ Cult. 3：229—236.
3. Cavalcante, J. M. A., D. Sihachakr, M. Allot, S. Tizroutine, I. Mussio, A. Servaes and G. Ducreux. 1994. Isozyme modifications and plant regeneration through somatic embryogenesis in sweet potato (*Ipomoea batatas* (L.) Lam.). Plant Cell Rep. 13：437—441.
4. Ch'ee, R. P., J. R. Schultheis and D. J. Cantliffe. 1990. Plant recovery from sweet potato somatic embryos. HortSci. 25：795—797.
5. Desamero, N. V., B. B. Rhodes, D. R. Decoteau and W. C. Bridges. 1994. Picolinic acid-induced directed somatic embryogenesis in sweet potato. Plant Cell Tiss. Organ Cult. 37：103—111.
6. Draper, J., R. Scott and J. Hamil. 1988. Transformation dicotyledonous plant cells using the Ti plasmid of *Agrobacterium tumefaciens* and the Ri plasmid of *A. rhizogenes*. In：Plant Genetic Transformation and Gene Expression-a laboratory manual (J. Draper, R. Scott and P. Armitage, eds). pp. 77—160. The Alden Press, Oxford.
7. Gosukonda, R. M., C. S. Prakash and A. P. Dessai. 1995. Shoot regeneration *in vitro* from diverse genotypes of sweet potato and multiple shoot production per explant. HortSci. 30：1074—1077.
8. Jarret, R. L., S. salazar and R. Fernandez. 1987. Somatic embryogenesis in sweet potato. HortSci. 19：397—398.
9. Liu, J. R. and D. J. Cantliffe. 1984. Somatic embryogenesis and plant regeneration in tissue cultures of sweet potato (*Ipomoea batatas* Poir.). Plant Cell Rep. 3：112—115.
10. Liu, Q. C., T. Kokubu and M. Sato. 1990. Plant regeneration in stem, petiole and leaf explant cultures of *Iopmoea triloba* L. Jpn. J. Breed. 40：321—327.
11. Liu, Q. C. 1992. Shoot regeneration from protoplast fusions of sweet potato and its related species. Jpn. J. Breed. 42：82—88.
12. Murata, T. 1993. Plant regeneration from fused cells of sweet potato. Jpn. J. Breed.43：20—21.
13. Otani, M. and T. Shimada. 1988. Plant regeneration from leaf calli of *Ipomoea trichocarpa* ELL. Jpn. J. Breed. 38：205—211.
14. Otani, M., M. Mii, T. Handa, H. Kamada and T. Shimada. 1993. Transformation of sweet potato (*Ipomoea batatas* (L.) Lam.) plants by *Agrobacterium rhizogenes*.Plant Sci. 94：151—159.
15. Ozias-Akins, P. and S. C. Perera. 1992. Regeneration of sweet potato plants from protoplast-derived tissues. In：Sweet potato technology for the 21st century. (W. A. Hill, C. K. Bonsi and P. A. Loretan, eds.) pp. 61—66.Tuskegee University, Alabama.
16. Pido, N., Y. Kowyama., K. Shimonish and M. Karube. 1995. Plant regeneration from adventitious root

segments derived from leaf disks of sweet potato cultivar jewel. Plant Tiss. Cult. and Bio. 1 : 81—84.

17. Prakash, C. S. 1995. Boitechnological approaches to sweet potato improvement at Tuskegee University. Bio. Adv. Commission. pp. 5—7.

18. Prakash, C. S. and U. Varadarajan. 1992. Genetic transformation of sweet potato by particle bombardment. Plant Cell Rep. 11 : 53—57.

19. Ritchie, S. W. and T. K. Hodges. 1993. Cell Culture and Regeneration of Transgenic Plants. In : Tansgenic Plants, vol. I, Engineering and Utilization. (Kung, S. and R. Wu, eds.) Academic Press, San Diego. pp 147—194.

20. Tsay, H. S., P. C. Lai and L. J. Chen. 1982. Organ regeneration from anther callus of sweet potato. J. Agric. Res. China 31 : 123—126.

21. Weising, K., S. Jeff and K. Gunter. 1988. Foreign genes in plants : transfer, structure, expression and application. Annu. Rev. Genet. 22 : 421—477.

22. Zheng, Q. I., A. P. Dessai and C. S. Prakash. 1996. Rapid and repetitive plant regeneration in sweet potato via somatic embryogenesis. Plant Cell Rep. 15 : 381—385.

In Vitro Plant Regeneration from Cultured Leaves of Sweet Potato[1]

Shu-Fung Lo[2] and Hsin-Sheng Tsay[3]

Summary

The ability of roots formation and plant regeneration from leaf was higher than that of petiole in different sweet potato (*Ipomoea batatas* L.) varieties when the explants were cultured on Murashige and Skoog (1962) (MS) medium supplement with 3% sucrose and 0.9% agar. The frequency of callus induction was as high as 100% when leaf or petiole was cultured on the MS medium containing 0.2～1.0mg/l thidiazuron (TDZ). However, TDZ has no effect on root formation and plant regeneration. The basal part of 30 day-old leaves dissected from plants derived from node culture was found to be a good source for both organ regeneration and callus formation. Using leaves cultured on a medium containing MS salts and 0.1～0.5mg/l NAA more than 85% root formation and 92% callus induction rates were recorded. As high as 78% plant regeneration rate was observed when leaves were cultured on a MS medium containing 0.1mg/l NAA.

Key words : Sweet potato, Leaves, *In vitro* plant regeneration.

1. Contribution No. 1858 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Research Assistant, Department of Agronomy, Chiayi Agricultural Experiment Station, TARI, Chiayi, Taiwan, ROC.
3. Senior Agronomist, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究 (Jour. Agric. Res. China) 45(3)：250～259 (1996)

臺灣金線連花期調節與授粉之研究[1]

蕭翌柱 陳威臣 林弘敏 蔡文芷 蔡新聲[2]

摘要：將原栽培於恆溫21°C、光照14小時環境下之20棵臺灣金線連供試植株，移植到日／夜溫25／20°C、光照16hr及光強度3,000 lux之植物生長箱中，經過二個月後，再調整爲日／夜溫21／16°C、光照14hr，光強度不變之栽培環境，約經五個月後，除1株因感染病原菌死亡外，其餘19株全部完成花芽分化，抽苔率爲100％；在室溫栽培下之另一組植株，雖經相同生育日數，然而此時莖頂卻尙未有抽苔的現象；顯示適當提高溫度並配合長光照處理，似有促進臺灣金線連提早花芽分化的趨勢。另以臺灣金線連不同成熟度之花朶，進行人工自花授粉結莢率及種子播種萌芽率之研究，結果顯示，臺灣金線連之授粉，在花朶全開前1天至全開後10天以內進行較適合，而最佳授粉期爲花朶全開後2～7天，此時授粉之結莢率可達75～85％，此種果莢之種子播種60天後，有37.6～40.5％之萌芽率；非此時期授粉者，其萌芽率僅有16.3～20.1％。以不同成熟度之花粉與雌蕊，進行人工異株異花授粉，結果也顯示，花朶全開後第2～7天進行授粉最爲合適，結莢率爲66.7～86.7％。

關鍵詞：臺灣金線連、花期調節、授粉。

臺灣金線連（*Anoectochilus formosanus* Hayata）常自生於本省較高海拔之原始林蔭下，長久以來即被民間視爲珍貴之草藥，究其原因，一方面是在搜尋時需跋山涉水深入野地，且蟲、鳥、毒蛇也喜食此物，因此，採挖過程頗具危險；另一方面，相傳其藥效卓著、應用廣泛，對於高血壓、糖尿病及肝、肺等臟器疾病皆具療效，是以有「藥王」或「藥虎」之稱，由於產量少，故山採鮮品售價常高達每台斤（600g）數仟以至萬元以上。

近年來，因原生林地過度開發以及超限利用，加上人爲大肆採擷，使野生臺灣金線連族群一度減少，所幸在民間有心人士及研究機構之積極努力下，不但順利的保存了臺灣金線連種原，而且運用組織培養等技術，進行種苗大量繁殖之研究，至今，金線連之設施栽培，已逐漸成爲本省農家的另一新興產業。

在生產種苗過程中，較常遇到的問題如遺傳質複雜、播種之子代變異甚大；若以無性繁殖，則雖可暫時保有與優良親本具相同性狀之子代，然經繼代數次後，必須全部更新，否則生長極易弱化；此外，臺灣金線連適合生長於冷涼多濕之林蔭下，如欲在平地大量種植，必先克服高溫障害，否則無法有效遏止因病蟲危害或生育不佳所帶來的損失。換言之，如能選育出耐高溫、抗病蟲或含較高藥用成份之品系，對本省金線連產業發展，將有莫大之幫助。

在進行具有優良性狀之雜交後代選育前，先對其開花機制、有效授粉期等問題進行基礎研究，對於未來進行之選育工作，將有正面且積極之幫助。因此本試驗擬利用變溫及改變光週期等方式，研究

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第1859號。
2. 本所農藝系助理、助理、計畫助理、計畫助理及研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

臺灣金線連花期調節的可行性；並在不同開花天數以人爲方式進行授粉試驗，尋找最有效之授粉時期，以期增進選育之效率並提供後續研究之參考。

材料與方法

一、溫度控制與改變光週期對促進臺灣金線連開花之影響

1. 選取株齡約一年左右之臺灣金線連健壯種苗40株，先栽培於恆溫21°C、光照14小時及光照強度3,000 lux之植物生長箱中，經5～6個月後植株發育更爲粗壯，此時取爲供試之材料。
2. 將材料逢機分爲二組；每組各爲20株。第一組置於有環控裝置之植物生長箱中，經2個月以較高生育溫度（25／20°C，日／夜溫），及3,000 lux之光強度每日照射16小時後，在第3個月起將溫度與光照時數調降如表1所示之條件；另外一組則種植於有中央空調並經適當遮陰之室內栽培場，其以溫度計測得之平均溫度及用光度計測得之日照強度，如表2所示。

二、不同成熟度之花朵人工自花授粉後之結莢率及種子萌芽率

1. 在12月份，選取大小均一、株齡約1年6個月左右，生育健壯並已抽苔但尚未開花之臺灣金線連植株爲材料，先種植在恆溫24°C、光照14小時之植物生長箱中，待開花後記錄每朵花之開花日期，依表3所示之不同開花日數，進行人工自花授粉。
2. 自授粉之日起算，約經42～45日時，授粉成功的果莢已將近成熟，此時調查各個授粉期所得之果莢數。
3. 依不同授粉期所得之成熟果莢，分別以1％次氯酸鈉(NaOCl)水溶液，震盪消毒10分鐘，再於無菌操作台上用無菌水清洗三次，待果莢表面稍爲風乾後，以解剖刀切開，並將種子播種於含1／2MS基本鹽類、3％蔗糖及0.9% agar 之培養基上。
4. 播種後，每隔15日以解剖顯微鏡放大20倍，調查種子之萌芽率。

三、不同成熟度之花朵人工異株異花授粉後之結莢率

1. 取與上述第二項試驗相同條件之臺灣金線連，依表4所示之授粉期，進行人工異株異花授粉。
2. 自授粉之日起算，約經42～45日時，授粉成功的果莢已將近成熟，此時調查各個授粉期所得之果莢數。

四、以上試驗有關抽苔率、開花率及結莢率等各項結果，係採用二項分佈（Binomial distribution）95%信賴區間（confidence limits）檢定處理間之差異；而種子萌芽率之調查結果，則計算其平均值及標準偏差（standard deviation）。

結　果

一、溫度控制與改變光週期對促進臺灣金線連開花之影響

以溫度及光週期調節臺灣金線連開花期（處理組），結果如表1所示。自1994年10月開始將原栽培於恆溫21°C、光照14小時環境下之供試植株，調整生長箱中之生育環境爲日／夜溫度25／20°C、光照16hr及光強度3,000lux，以進行花芽誘導試驗，經過高溫與長光照處理二個月後，於同年12月起，再將溫度調降爲日／夜溫度21／16°C、光照時數縮短爲14hr，而光強度則不變。約經60日後，亦即在95年2月左右，有11株的莖頂完成花芽分化、新葉變小，肉眼可見抽苔中之花梗尖端，此時抽苔率爲55％；3月份其累積抽苔數提高爲17株，抽苔率爲85％；而在5月份除了有一株因根部感染病原菌腐爛死亡外，其餘19株全部完成花芽分化，抽苔率爲100％。另外，本試驗在進行時曾發現，在2月

份有11株開始抽苔，但在 4 月份時，雖然累積抽苔數可達17株，然僅有 2 株開花（表 1），其餘花梗的生長速度遲緩，經檢討其癥結，可能是因生育溫度偏低，使得抽苔到開花之時間拉長，因此自 4 月份起，將溫度調高為24／19°C，其它條件不變，經30天後，亦即在 5 月份時，累積開花數劇增為15株，開花率達75%，且某些粗壯植株其開花數多在20朵以上（圖 1），顯示較溫暖之環境有助於縮短抽苔至開花之日數，而金線連之開花數，可能與植株之大小成正比率之關係（資料整理中，將於後續報告發表）。

表 1. 改變溫度與光週期環控對臺灣金線連花芽誘導及開花之影響

Table 1. Influence of controlled environment (temperature and photoperiod) on the flower bud initiation and flowering of *A. formosanus* Hayata

Date		Temp. day/night (°C)	Day-length[z] (hr)	NO. of plant treated	Flower bud initiated			Flowered plant		
					NO.	%	95% CL[y]	NO.	%	95% CL
Oct.	1994	25/20	16	20	—	—	—	—	—	—
Nov.	1994	25/20	16	20	0	0	0～17	0	0	0～17
Dec.	1994	21/16	14	20	0	0	0～17	0	0	0～17
Jan.	1995	21/16	14	20	0	0	0～17	0	0	0～17
Feb.	1995	21/16	14	20	11	55	32～77	0	0	0～17
March	1995	21/16	14	20	17	85	62～97	0	0	0～17
April	1995	24/19	14	20	17	85	62～97	2	10	1～31
May	1995	24/19	14	19[x]	19	100	82～100	15	79	55～94
June	1995	24/19	14	19	19	100	82～100	17	89	67～99
July	1995	24/19	14	19	19	100	82～100	19	100	82～100

[z] Light intensity was 3,000 lux in all treatment.
[y] 95% Confidence limits of Binomial distribution
[x] One dead plant caused by fungus contamination.

栽培於設施環境自然室溫下之供試植株（對照組），除了在1995年 5 月至 9 月間，因正值夏季高溫期，惟恐金線連因不耐高溫而使生育受阻，故啓動空調設備，保持白天溫度約在25°C左右外，其餘之施肥管理，皆與栽培於生長箱中之處理組相同，其抽苔與開花情形，則如表 2 所示。自1994年10月份到1995年 4 月份，因處於冬春季節，故氣溫偏低，月均溫在15.2～23.3°C之間，屬於適合平地栽植金線連的時期，故其植株多行營養生長，葉片翠綠、新葉充分開展，無變小跡象。換言之，植株在未經處理下，莖頂未見有抽苔的現象，因此，當處理組（表 1）在1995年 2 月份有55%之抽苔率時，對照組在相同時期（表 2）仍無動靜，直到同年 7 份，才有 2 株開始抽苔，抽苔率僅有10%，並在 9 月份時，才達到100%之抽苔率，此一結果與原生地的自然花期相似。若以抽苔率及開花率超過50%為比較基準，則處理組之抽苔率及開花率達到此一標準者，分別在1995年 2 月及 5 月，而對照組(表 2)則在同年 8 ～ 9 月及11～12月方才達到此一標準，顯示適當提高生育溫度並配合長日照處理，似有促進臺灣金線連提早花芽分化及開花的趨勢。依本試驗結果，處理組與在室溫下栽培之對照組相比，二者的花期有明顯差異；不論抽苔或開花，處理組皆比對照組約早 6 個月左右。

表 2. 室溫栽培下臺灣金線連之抽苔及開花情形[z]

Table 2. The flower bud initiation and flowering behavior of *A. formosanus* Hayata plants cultured under room temperature condition[z]

Date[y]		Average temperture °C	NO. of plant treated	Flower bud initiated			Flowered plant		
				NO.	%	95% CL[x]	NO.	%	95% CL
Oct.	1994	23.1	20	—	—	—	—	—	—
Nov.	1994	21.2	20	0	0	0~17	0	0	0~17
Dec.	1994	20.4	20	0	0	0~17	0	0	0~17
Jan.	1995	15.9	20	0	0	0~17	0	0	0~17
Feb.	1995	15.2	20	0	0	0~17	0	0	0~17
March	1995	18.5	20	0	0	0~17	0	0	0~17
April	1995	23.3	20	0	0	0~17	0	0	0~17
May	1995	25.1	20	0	0	0~17	0	0	0~17
June	1995	25.5	20	0	0	0~17	0	0	0~17
July	1995	25.6	20	2	10	1~31	0	0	0~17
Aug.	1995	25.4	20	6	30	12~54	0	0	0~17
Sep.	1995	25.2	20	20	100	83~100	0	0	0~17
Oct.	1995	24.9	20	20	100	83~100	2	10	1~31
Nov.	1995	20.0	20	20	100	83~100	8	40	19~64
Dec.	1995	15.9	20	20	100	83~100	18	90	69~99

[z] Light intensity was around 500-3500 lux durning daytime in all treatment.
[y] During the period of May to September, 1995 the air conditioner was turned on during daytime in order to maintain room temperature around 25°C
[x] 95% Confidence limits of Binomial distribution

二、不同成熟度之花朵人工自花授粉後之結莢率及種子萌芽率

臺灣金線連不同成熟度之花朵，人工自花授粉後之結莢率及種子播種後之萌芽率，結果如表 3 所示。將花粉成熟度以開花當日爲起算基準，每 3 天爲一期，共分爲 6 個時期，且因臺灣金線連開花的步驟，乃先從上萼片與花瓣連接部位開裂，其次再由原本如捲筒狀之Y字形唇瓣，逐漸伸長變直，直到全開（圖 2）爲止，故本試驗花粉成熟期之計算，爲當Y字形唇瓣尖端與上萼片分開時，視爲花朵全開；全開當日以「0」表示，全開前一天以「—1」表示，全開後一天以「1」表示，全開後二天則以「2」代表，其餘依次類推。表 3 中花粉之A、B、C、D、E及F各時期所代表之意義爲：A：—1、0、1；B：2、3、4；C：5、6、7；D：8、9、10；E：11、12、13；F：14日以上，依此不同時期進行人工自花授粉，並自每朵花授粉之日起算，經42～45日後，調查每一供試時期的結莢率，結果在 6 個時期中，以B時期的17個果莢、85%結莢率最高；C時期15個果莢、75%結莢率其次、F時期之花朵在授粉後，子房無膨大發育跡象，結莢率爲 0 。依此推算，臺灣金線連之授粉，可能在花朵全開前 1 天至花朵全開後10天以內進行較適合，而最佳授粉期應爲花朵全開後 2 ～ 7 天，此時授粉

後之結莢率最高。再以各個不同時期授粉所獲得之85%成熟度果莢種子，播種在含 3 %蔗糖，及0.9 % agar、pH=5.7之1／2MS基本鹽類培養基上。結果顯示，播種後第15日，B時期者，約有36.4%之種胚開始膨大及萌芽；C時期者則有39.9%之最高萌芽率，至於A、D與E時期者，其萌芽率僅有15~20%左右。而播種後第60日，B和C時期者，其種胚膨大萌芽並發育成走莖（rhizome）之比率分別達到37.6%及40.5%；反觀A、D與E時期者，則僅有16.4%、20.1%與16.3%左右。差異極爲明顯。由此結果得知，在花朵全開後 2 ~ 7 天進行授粉，不但結莢率最高，而且獲得的種子萌芽率也較好。

表 3. 臺灣金線連不同成熟度花朵人工自花授粉對結莢及萌芽之影響[z]

Table 3. Influence of flower maturity on the pod production and seed germination from self-pollination of *A. formosanus* Hayata[z]

Stage of flower maturity	NO. of flower pollinated	Pod produced			Germination rate after seeds were sowed			
		NO.	%	95% CL[x]	15 days	30 days	45 days	60 days
A	20	10	50	27~73	16.3±2.4	16.2±3.3	16.5±3.1	16.4±5.1
B	20	17	85	62~97	36.4±3.8	37.7±4.4	37.6±2.8	37.6±3.0
C	20	15	75	51~91	39.9±3.7	40.2±2.9	41.0±3.6	40.5±3.5
D	20	9	45	23~68	20.7±2.4	20.0±3.7	20.9±2.3	20.1±4.2
E	20	2	10	1~31	15.5±1.8	16.4±1.9	15.9±2.5	16.3±2.7
F	20	0	0	0~17	—	—	—	—

[z] Pods of *A. formosanus* Hayata with 87.5% maturity were used for seed germination test. Basal medium for seed germination：1/2MS basic salts with 3% sucrose, 0.9% agar and pH=5.7。
[y] Stages of flower maturity:A:duration of one day before to one day after flowered; B: duration of 2 days to 4 days after flowered; C: duration of 5 days to 7 days after flowered; D:duration of 8 days to 10 days after flowered; E: duration of 11 days to 13 days after flowered; F: over 14 days after flowered
[x] 95% Confidence limits of Binomial distribution
[w] Average and standard deviation

三、不同成熟度之花朵人工異株異花授粉後之結莢率

另取如上述之臺灣金線連六個不同成熟期之花粉與雌蕊，進行人工異株異花授粉試驗，其對結莢率之影響如表 4 所示。當雌蕊處於A時期（花開前 1 天至花開後 1 天）時，以不同成熟度之花粉授之，結果A時期花粉授粉結莢率爲40%；B時期（花開後 2 ~ 4 天）花粉之授粉結莢率爲46.7%；C時期（花開後 5 ~ 7 天）花粉之授粉結莢率爲26.7%；D時期（花開後 8 ~10天）以後之花粉，其授粉結莢率皆爲 0 %；依此類推，進行交互授粉試驗，當雌蕊成熟度處於B時期時，用A時期之花粉授粉，有53.3%之結莢率；用B時期之花粉授粉，則可得到86.7%之結莢率，此亦爲本試驗之最高數值；如改用C時期之花粉授粉，也能得到80%之結莢率；然而，以D時期花粉授粉時，其結莢率則劇降爲40%；如再以更老熟之花粉行之，則無法順利完成授粉。因此，就表 4 所列之結果顯示，處於B、C時期成熟度之花粉，授粉在同處於B、C時期成熟度之雌蕊上，可得到較佳之結莢率，換言之，花朵全開後第 2 ~ 7 天之花粉與雌蕊活力最佳，此時進行授粉最爲合適，此也與表 3 所得到的結果相符合。

表 4. 臺灣金線連不同成熟度之花粉及雌蕊以人工異株異花授粉後對結莢率之影響[z]

Table 4. Influence of pollen and pistillar maturity on the pod production from cross-pollination of *A. formosanus* Hayata[z]

Stage of pollen maturity	Stage of pistillar maturity														
	A			B			C			D			E		
	pod produced[y]			pod produced			pod produced			pod produced			pod produced		
	NO.	%	95% CL[x]	NO.	%	95% CL	NO.	%	95% CL	NO.	%	95% CL	NO.	%	95% CL
A	6	40.0	16～68	8	53.3	27～79	5	33.3	12～62	4	26.7	8～55	0	0.0	0～22
B	7	46.7	21～73	13	86.7	60～98	11	73.3	45～92	5	33.3	12～62	1	6.7	0～32
C	4	26.7	8～55	12	80.0	52～96	10	66.7	38～88	3	20.0	4～48	1	6.7	0～32
D	0	0.0	0～22	6	40.0	16～68	5	33.3	12～62	4	26.7	8～55	0	0.0	0～22
E	0	0.0	0～22	0	0.0	0～22	0	0.0	0～22	0	0.0	0～22	0	0.0	0～22
F	0	0.0	0～22	0	0.0	0～22	0	0.0	0～22	0	0.0	0～22	0	0.0	0～22

[z] Stages of pollen and pistillar maturity:A:duration of one day before to one day after flowered; B: duration of 2 days to 4 days after flowered; C: duration of 5 days to 7 days after flowered; D:duration of 8 days to 10 days after flowered; E: duration of 11 days to 13 days after flowered; F:over 14 days after flowered

[y] Number of flower pollinated in all treatments were fifteen.

[x] 95% Confidence limits of Binomial distribution

討　論

臺灣金線連爲蘭科（*Orchidaceae*）金線連屬（*Anoectochilus Blume*）之多年生草本植物，分佈於本省海拔約500～1,800公尺之原始林蔭下[2]，因屬地生蘭類，故多著生於林下厚實之腐葉層上，由於其葉片翠綠、葉脈線條精細美麗，因此，除了供藥用以外，並兼具觀賞之價值。近年來，經民間人士之口耳相傳及大力推廣，使此一藥用植物聲名大噪；更由於售價不低，故投入金線連栽培產業者，爲數衆多。

雖然民間將臺灣金線連視爲藥效甚廣，能醫治疑難雜症之「藥王」，但其有效成份的種類、含量的多寡以及服用後對人體健康之影響等研究，至今仍無法充份得到醫學上有力的證實；有關其生長習性、栽培管理以及病蟲害防治等方面之基礎試驗，也仍應加強。因此積極進行金線連所含藥效成份種類鑑定、藥理作用分析以及選育性狀優良品系等研究，皆爲當前重要的目標。近年來國內外相關機構及醫學中心已獲得一些研究成果；如劉等（1987）指出臺灣金線連之營養成份除87%含水率外，尙包含多種礦物質、2.7%脂質、2.2%蛋白質、6.4%醣類，及每100公克乾重中含125mg之維生素C[9]；詹等（1994）則報導臺灣金線連抽取液在48小時內，可部份抑制流行性感冒病毒抗原在細胞內之表現[6]；高附等（1992）曾進行藥用成份研究，並分離出四種化合物[11]；而劉等（1987）則應用組織培養技術，成功的大量繁殖臺灣金線連[8]。這些研究對於金線連在中西醫學上之臨床應用，與本省在種苗大量繁殖及推廣工作的進行，皆有莫大的助益。

臺灣金線連開花屬於總狀花序，大約在每年的秋季開始抽苔[3,7]，其自然開花期約在十月至十一月間；依栽培管理過程中之觀察，金線連的每個葉片分別著生於每一個莖節上，各節位有根原體與呈休眠狀態之側芽相對而生，側芽被呈圓筒薄片狀之葉柄基部所包覆；在行營養生長時，莖頂新葉呈捲軸圓筒狀逐漸抽高，在抽長過程中，葉片也同時伸張展開；但若行生殖生長時，莖頂生長點部位由原本之分化葉芽轉變爲分化花芽，在完成花芽分化後便開始抽苔，此時長出的頂葉首先變小，其次抽出

單枝花梗，每一花梗節及頂端之各個花朵基部則各著一片鞘狀苞（圖 1 ，箭頭處）。

促使植株由葉芽分化轉變為花芽分化的機制，正如同大多數影響蘭花開花的因子一樣，除了幼年性以外，可能還有溫度、光週期以及光強度，但因缺少充份的試驗證據，因此較難判斷開花是受單一因子的作用，或是數種因子交感作用的結果。以蝴蝶蘭雜交種為例，其幼年性之長短，常受遺傳及環境因子所控制，即使植株來自於同一果莢，不同個體間之幼年期也不相同；幼年期短者，蘭苗經 2 ～ 3 年即可開花，幼年期長者，甚至長達13年[4]。因此，除非植株已達成年或有性成熟狀態（adult or sexually mature condition），給與花芽的創始處理（flower-initiation treatment），才有開花之可能[1]，而此種處理可能是改變溫度或光週期，當然也可能是二者交感作用的結果。臺灣金線連植株經初步之預備試驗調查，幼年性之結束與否以及開花數目的多寡，均與葉面積大小及莖節粗細有相當的關連。吾人已可由所測得的數據資料加以分析及判別，並經實際驗證後，得到頗高的準確率（資料整理中，將於後續報告中發表）。一般而言，以組織培養技術進行無菌播種後 1 年 6 個月，臺灣金線連即達有性成熟狀態而具開花能力，本試驗取此種供試材料，以日／夜溫度25／20°C及3,000lux強度之光照16小時，作花芽創始處理，結果使其提早開花，並依此方式再進行後續試驗，在光強度與光照時數不變下，將溫度提高為日／夜30／20°C；材料分為處理30天及處理45天二種，經和未處理之對照比較後，結果高溫處理者皆成功促使其提早抽苔；其中處理45天者，抽苔日期又比處理30天者早，而同一時間對照組仍處於營養生長狀態，這也再次驗證了適當提高生育溫度並配合長光照處理，似能促進臺灣金線連抽苔之推測。惟進行花期調節試驗時，可能因溫度過高，使頂端新葉有白化現象（圖 3），其中又以處理45天者最為嚴重，所幸處理時間不算太長，故當恢復為較適當生育溫度後，頂梢新生長的部位即回復正常，此一現象也說明在栽培臺灣金線連之過程中，應盡量避免使其長期暴露於高溫或強光照的環境下，以免影響其正常生長；若需調節花期，應以25～28°C為適溫，至於需要處理多少時間最為適當，則仍需進一步研究。

透過解部顯微鏡觀察到的臺灣金線連兩個花粉塊，包含許多呈長薄片狀之花粉（圖 4）。本研究結果顯示，在花朵全開 2 ～ 7 天這段期間，進行授粉工作，可得到最高之結果率，且種子播種後，能得到較佳之萌芽率，此時的花粉成熟度適中，而且柱頭也處於適合授粉的狀態，因此，不論自花授粉或是異花授粉皆能得到理想的結果。花開10日以上，則花粉塊有逐漸老熟硬化之現象，而花粉活力也趨於弱化，此即為何以超過10日之花粉進行授粉時，不論子房成熟度如何，皆無法順利獲得良好果莢的原因（表 3 、表 4）。

本試驗對於臺灣金線連花期調節之研究，已獲得初步的成效，並且也得知最佳之授粉時期，此一結果，與戴（1986）之研究結果，有若干相符之處，例如其以25／20％變溫及14小時光照之環境，在未經植物生長調節劑處理下，成功誘導金線連抽苔[10]，而本試驗以日／夜溫25／20°C、每日光照16小時處理，也得到相同效果；然而戴氏又曾在20小時之長光照環境下，進行花芽誘導試驗，結果不論以變溫栽培或 GA_3 處理，皆無法抽苔開花。綜合上述結論研判，臺灣金線連雖有可能是短日植物，但似應歸類為相對短日而非絕對短日。換言之，臺灣金線連雖是在日照時間較短之秋冬季節抽苔開花，然而若日照長度仍在臨界日長容許的範圍內，則雖處於長日照（日照14或16小時）環境下，如經變溫或施予生長調節劑等措施誘導花芽分化，仍有令其抽苔開花之可能，而此一臨界日長可能在日照16～20小時之間。另依黃（1992）提出之觀點，短日植物的光照需求，不是絕對地要求某一短日條件，而是要求光照時數逐漸縮短之環境，才有利於成花[5]；此也與本試驗先以25／20°C日／夜溫及16小時光照處理二個月後，再降低溫度並縮短光照時數，成功誘導其提早抽苔開花之結果，頗為符合。依上述之推論配合觀察金線連植株性狀、生育情況以及在每年入秋以後抽苔開花之自然花期等現象推論，花芽分化極可能是在夏末時期完成，植株因生育環境改變而啓動花芽分化之創始機制，也可能是在夏季時期，此時正是高溫與長日照之季節；另外，金線連原生地多處於較高海拔之林蔭下，以光度計所

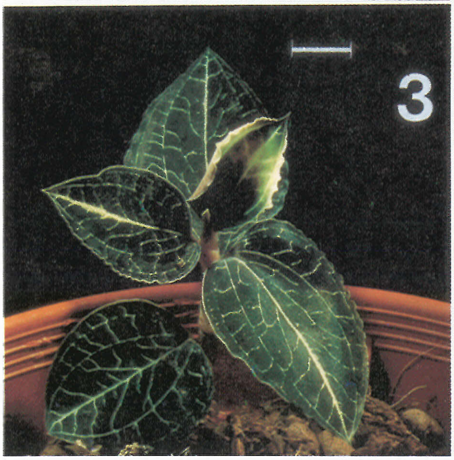

圖 1. 臺灣金線連之花序著生20朵以上的花；箭頭指處爲鞘狀苞片。（比例尺等於1.4公分）

Fig. 1. More then twenty flower buds were produced from one *A. formosanus* Hayata plant. Arrow indicated sheath-bract. (Bar equal 1.4 cm)

圖 2. 臺灣金線連盛開的花朵，A：鞘狀苞片；B：雌蕊（蕊柱）；C：側萼片；D：花瓣；E：唇瓣；F：藥帽及花粉塊；G：柱頭所在部位；H：上萼片。（比例尺等於0.1公分）

Fig. 2. The flower of *A. formosanus* Hayata A:sheath-bract; B:pistisl (column); C: lateral sepal; D: petal; E: lip; F: anther cap and pollinia; G: the place of stigma; H: upper sepal,(Bar equal 0.1 cm)

圖 3. 臺灣金線連莖頂受高溫障害以致新葉白化。（比例尺等於 1 公分）

Fig. 3. The shoot tip of *A. formosanus* Hayata was distressed by high temperature and the new leaf showed white color. (Bar equal 1 cm)

圖 4. 臺灣金線連之花粉。（比例尺等於0.05公分）

Fig. 4. The pollen of *A. formosanus* Hayata. (Bar equal 0.05 cm)

曾測得之光照強度，即使在正午時分，其生育環境也僅有20～2,000 lux之光強而已。因此，似乎可以推斷，金線連之花芽創始，雖與日照長度有關，溫度變化也可能是其中的誘因之一。

雖然影響臺灣金線連開花的確切機制，尚需繼續探討，然而經初步試驗之結果，已能促使臺灣金線連提早開花，且開花後進行雜交授粉，也能得到令人滿意的成效，因此，對後續有關優良品系之選育研究，將具有積極且正面的意義。

誌　謝

本研究承國科會經費補助（NSC86～2321～B055～05），文承本所副所長劉大江博士指導及斧正，謹此申謝。

引用文獻

1. 李　哖。1991。蝴蝶蘭之幼年性。園藝作物產期調節研討會專集。第77～86頁。臺中區農業改良場編印。彰化縣。
2. 林俊義。1986。金線蓮之繁殖與推廣。農友　37：14～17。
3. 林讚標。1988。臺灣蘭科植物。第45～49頁。臺北南天書局出版。臺北市。
4. 林瑞松譯。1989。蘭科（*Orchidaceae*）。設施花卉開花調節技術。第399～428頁。臺南區農業改良場編印。臺南縣。
5. 黃　蓉。1992。園林植物開花生理與控制。第36～42頁。淑馨出版社印行。臺北市。
6. 詹前朕、侯嘉隆、鍾楚紅、劉武哲。1994。以體外細胞培養法建立抗病毒中藥篩選：大蒜與臺灣金線連抽取液之評估。藥物食品分析　2(2)：123～132。
7. 蔡新聲。1994。設施盆花及觀葉植物的組織培養技術。興農　306：8～15。
8. 劉新裕、蔡新聲、徐原田、劉柏煙。1987。金線連之繁殖與栽培技術。科學農業　35：125～129。
9. 劉新裕、蔡新聲、黃漢津、胡敏夫、葉常青。1987。金線連大量繁殖與栽培後之生育性狀、種間比較及營養成分研究。中華農業研究　36：357～366。
10. 戴國興。1986。珍貴藥用植物金線連之組織培養繁殖。中華農學會報（新）137：42～54。
11. 高附巧、王正德、成井孝雄、奧山徹。1992。生藥「金線連」成份研究。植物研究雜誌　67(2)：121～123。

Studies on Flowering Adjustment and Pollination of *Anoectochilus formosanus* Hayata[1]

Yih-Juh Shiau, Uei-Chin Chen, Hung-Min Lin, Wen-Chih Tsai
and Hsin-Sheng Tsay[2]

Summary

Eighteen-month-old plants of *Anoectochilus formosanns* Hayata were grown for 2 months under controlled environment of 25/20°C(day/night temperature), 16hr daylength, and 3,000 lux light intensity. The plants were then cultivated at 21/16°C and 14hr daylength with the same light intensity for 5 additional months. All the tested plants had completed flowe bud differentiation with apparent bolting at the end of treatment. Those plants grown continuously for 7 months under shaded indoor condition with temperature ranging from 15. 9 to 25.6°C and light intensity of 500-3500 lu showed lower percentage of flowe bud initiation and bolting. It is suggested that pretreatment of higher temperature and longer daylength might facilicate the initiation and completion of regenerative growth. Studies on the effect of maturing degree of flowers on the rate of seed production upon artificial within-pollination revealed that pollination at 2 to 7 days after full bloom was most desirable. The successful rate was 75-80% and the resulted seeds showed germination rates of 37.6-40.5%. The germination rates of seeds derived from pollination implemented earlier or later were only 16.3-20.1% between-pollination executed at 2 to 7 days after full bloom also exhibited successful rates of 66.7-86.7%

Key words : *Anoectochilus formosanus* Hayata, Flowering adjustment, Pollination.

1. Contribution No. 1859 from Taiwan Agricultural Research Institute. This research was supported by a grant (NSC86-2321-B055-05) from National Sciences Council, Exective Yuan, The Republic of China.
2. Respectively, Research Assistant, Research Assistant, Assistant, Assistant, and Senior Agronomist, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）45(3)：260～284（1996）

山藥新品種臺農2號之育成[1]

劉新裕[2] 王昭月[3] 徐原田[2] 胡敏夫[2] 楊宏仁[4] 何琦琛[5]

摘要：利用營養系之選拔方法，發現源自南投之山藥地方品系70W04之農藝性狀及產量表現，比本省現有山藥臺農1號及其他大多數山藥品系爲佳，且品質優良，其他特性亦符合本省山藥之育種目標，值得選定爲優良的育種材料。經進行深入品種（系）觀察試驗、比較試驗及區域試驗，確定新品系具備高產及質優特性，爰提請登記命名，俾利推廣農民種植及消費者利用。70W04之申請命名登記已於1996年4月1日完成，正式登記爲山藥臺農2號。

山藥臺農2號能適應全省850m以下之生長環境，在平地之產量甚高且穩定，在較高海拔及強風等不利地區之表現亦較對照品種爲佳。新品種在塊莖重量、田間採收率及塊莖產量之穩定性表現，皆較臺農1號爲優，顯示臺農2號爲兼具高產、質優且穩定性甚佳之新品種，值得推介農民採用。

由四次區域試驗之結果可知，臺農2號之平均公頃產量爲26.85t/ha，最高產量可達44.88t/ha，其產量較其他對照品系爲高，高於臺東地方品系（70W03）約64%、埔里品系（70R01）約104%及臺農1號約8%。在一般營業品質、加工特性以及耐病方面，臺農2號之表現皆相當優異。

臺農2號塊莖除供鮮食用及加工用外，尙可供保健與藥用，用途甚廣。由於臺農2號具有多項優良特性，預期可獲農民接受，在本省各地將可取代部分現有栽培品種如臺農一號及基隆山藥的種植面積。

關鍵詞：山藥、育種、產量、品質、穩定性。

山藥原名薯蕷，俗名淮山，爲薯蕷科（Dioscoreaceae）薯蕷屬（*Dioscorea*）之蔓性多年生植物。全世界之薯蕷科植物約有750種，分佈於本省的有14種及5變種[6,15,16]。山藥在本省之栽培由來雖久，但栽培面積尙無精確統計數字，據本所初步調查資料估計，應有300公頃以上。山藥（Yam）爲重要之國際性根莖類作物之一[24,25,27-31]，具高產及富含營養價值之特色，自古以來即被國人利用爲上品之保健食品及生藥材料[5-7,11]；農林廳農業試驗評議會特作組亦將山藥列爲重點發展作物之一。惟過去由於未能愼選栽培品種，及不熟悉栽培及加工技術，所以一般生產之產量不高，品質較差，民衆之認知不足及栽培面積無法提昇，亟待加以改善。

山藥之分佈極廣，遍及大部份熱帶、亞熱帶及部份溫帶地區，種類繁多，品種十分繁雜，在國際種原保存庫中已知即有8,200份[26]，仍有爲數衆多之相關品種尙待收集。由於多數山藥皆具不穩性[28]，故重要種原之能否順利蒐集，應爲本省山藥品種改良與生產利用之重要工作。多年來本所即透過各

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第1860號。
2. 本所農藝系研究員、助理研究員、助理研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 本所作物種原室助理研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
4. 本所植病系助理研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
5. 本所應動系研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

種管道致力於山藥種原之蒐集與篩選工作，至今已由國內外等地引進140品系，其中以 *D. alata* 最多，有80品系，其次爲 *D. alata* var. *purpurea* 有33品系，*D. esculenta* 有 6 品系，*D. rotundata* 有 5 品系，*D. japonica* 有 2 品系，其他之品系來自 *D. bulbifera*、*D. batatas*、*D. pseudojaponica* 及 *D. doryophora* 等，同時進行繁殖、觀察、農藝性狀與產量之調查及品質之分析與比較，以篩選優良品種、改進其栽培技術及開發多樣化之加工技術與產品。

在上述物種中，*D. rotundata*、*D. bulbifera*、*D. pseudojaponica*及 *D. doryophora* 爲少數具開花與結果能力之種原，將可供爲雜交育種之材料；*D. alata*爲全球最重要之山藥種類，由於大多數植株均不易開花，若有開花，亦因其雄株或雌株具不孕性，不易生成種子，故傳統雜交育種工作極爲困難。目前經本所篩選較具高產潛力且品質優良之 *D. alata* 品種系，在白肉山藥方面，有山藥臺農 1 號、臺東地方品系（代號70W03）及農試品保四號（代號70W04）等，在紅肉山藥方面，有埔里紅薯（代號70R01）及血薯（代號70R16）等品系。

針對山藥之植物特性及國內山藥產業之發展需求，本所進行 *D. alata* 山藥品種選育之目標有下列三項：

1. 高適應性及高穩定度：希望新品種具備適應全省各地生長環境之能力，且對不利環境之忍受度較強，在逆境時亦能維持一定之產量表現。
2. 高產及質優：山藥之生長時間約爲6～8個月，係屬於較長期之作物，在產量上自應有一定之要求標準。此外，由於山藥之用途廣泛，其品質影響經濟價值甚鉅，故選育品種時應注重塊莖品質之提高。
3. 適合多樣化利用之需要：山藥爲重要農園藝作物及藥用與保健植物之一，除供鮮食用及加工利用外，尙可供藥用與保健用。在品種選育上，宜同時注重各種營養與藥效成分及塊莖色澤及粘度等特性之篩選，特別地須試行多元化加工產品之開發，因加工製品較易貯放，材料之需要量較大，且附加價值較高，如此將更能增進農民之收益。

本研究旨在利用營養系之選拔方法，觀察源自南投之山藥地方品系70W04之農藝性狀及產量表現，是否確比本省現有山藥臺農 1 號及其他大多數山藥品系爲佳，品質及其他特性是否符合本省山藥之育種目標，值得選定爲優良的育種材料，以便進行深入品種（系）比較試驗與區域試驗，及提請登記命名，俾利推廣農民種植及消費者利用。

材料與方法

一、品系來源

民國70年本所特用作物研究室自本省中部地區如南投、嘉義、雲林及彰化等地區引進多種山藥地方品系，經本所隔離種植與檢定無病蟲害感染源後，篩選優良單株，利用其塊莖繁殖，並進行多年之觀察、馴化及適應性試驗，初步發現來自南投之70W04品系之農藝性狀及產量表現，比本省現有山藥臺農 1 號及其他大多數地方品系爲佳，且品質優良[19]，其他特性亦頗符合本省山藥之育種目標，值得選定爲優良的育種材料，以便晉入品種（系）比較試驗、區域試驗及申請登記命名，以利推廣農民種植及民衆利用。

二、育種方法：山藥地方品系之營養系選拔。

三、選育經過：山藥新品種臺農 2 號之選育試驗經過，條述如表 1 所示。

表 1. 山藥新品種臺農 2 號之選育試驗經過

Table 1. Selection proceeding of yam new variety Tainung No. 2

試驗程序	試驗年期(民國)	說明
一、育種試驗		
1. 引種與登記	70	本所自南投縣等地引進70W04等山藥品系，並登錄相關引種資料。
2. 隔離、檢定、選拔與繁殖	71～72	於本所隔離觀察及經檢定無病蟲害感染源後，選拔優良單株，利用其塊莖大量繁殖材料。
3. 試種觀察與適應性試驗	73	於本所及其他地區進行試種觀察，以評估70W04等引進品系之適應性。
4. 品系觀察試驗	74～75	於本所進行兩年觀察試驗，參試品系數第一年爲41個，第二年22個，單行植，行長4m。採用順序排列，三重複，行株距100×30（cm）
5. 品系產量比較試驗	76～77	於本所進行兩年產量比較試驗，參試品系第一年10個，第二年 7 個，三行植，行長4m。採 RCBD 設計，三重複，行株距100×30（cm）
6. 區域試驗	78～81	共進行四年區域試驗，第一年試驗（78年）之試區爲臺中及嘉義，第二年（79年）試區爲臺中、嘉義及埔里，第三年（80年）試區爲臺中、花蓮及羅娜，第四年（81年）試區爲臺中、桃園、花蓮、羅娜及恆春。參試品系數均爲四個，三行植，行長4m。採 RCBD 設計，四重複，行株距100×30（cm）
二、相關試驗：		
1. 催芽與繁殖試驗	82	於本所進行70W04及臺農 1 號之催芽與繁殖比較。
2. 不同採收期及不同栽培方式試驗	81	於本所進行五次採收期及兩種不同栽培方式之試驗。
3. 二年生塊莖生育性狀與產量之比較	80～81	於本所進行70W04二年期五次採收期對塊莖生育性狀與產量之比較。
4. 肥料種類試驗	79	於本所進行甘雨特肥（雞糞）、牛糞肥及化學肥料比較試驗。RCBD，四重複，小區面積12m²，行株距爲100×30（cm）。
5. 塑膠布覆蓋試驗	79	於本所進行 PE 塑膠布覆蓋影響試驗，RCBD，四重複，小區面積12m²，行株距100×30（cm）。
6. 植期試驗	76,78	於本所進行三個植期試驗，RCBD，三重複，小區面積12m²，行株距100×30（cm）。
7. 行株距試驗	76,78	於本所進行行株距各三組試驗，RCBD，三重複。
8. 塊莖貯藏試驗	82～83	於本所進行室溫與涼溫塊莖貯藏試驗，三重複。
三、山藥新品系70W04之成分分析與加工試驗		
1. 一般成分分析	77～80	於本所及嘉義農專進行70W04等品系一般成分分析，三重複。
2. 加工品質之檢定	78～80	於本所進行70W04等品系色度及粘度等分析，三重複。
3. 山藥粉末之試製	83	於嘉義農專進行70W04等三品系加工粉末之試製。
四、病蟲害調查與防治	82～84	於本所試區進行70W04等品系病害及蟲害罹病率調查，並提出防治參考方法。
五、新品系70W04之特性調查	80～84	於本所進行新品系70W04之植株、農藝與酵素等特性之調查與分析。
六、申請命名登記	84～85	資料整理、分析、研判及撰寫命名資料。

四、選育方法：山藥新品種臺農２號之選育試驗方法，詳述如下。

第一次品系觀察試驗於74年在本所進行，參試品系共41個，單行植，行長4m。試驗設計採用順序排列，三重複，行株距爲100×30cm，約合公頃株數３萬３千株。

第二次品系觀察試驗於75年在本所進行，參試品系共22個，單行植，行長4m。試驗設計採用順序排列，三重複，行株距爲100×30cm，約合公頃株數３萬３千株。

第一次品系比較試驗於76年在本所進行，參試之10品系爲 *Dioscorea* 屬九個不同種之代表品系，三行植，行長4m。試驗設計爲 RCBD，三重複，行株距爲100×30cm，約合公頃株數３萬３千株。

第二次品系比較試驗於77年在本所進行，參試之７品系爲 *D. alata* L. 中較具高產潛力之品系，三行植，行長4m。試驗設計爲 RCBD，三重複，行株距爲100×30cm，約合公頃株數３萬３千株。

第一次區域試驗於78年在臺中本所農場及嘉義試區進行，參試品系共４個，三行植，行長4m。試驗設計爲 RCBD，四重複，行株距爲100×30cm，約合公頃株數３萬３千株。

第二次區域試驗於79年在臺中本所農場、嘉義及埔里三試區進行，參試品系共４個，三行植，行長4m。試驗設計爲 RCBD，四重複，行株距爲100×30cm，約合公頃株數３萬３千株。

第三次區域試驗於80年在臺中本所農場、花蓮區農業改良場吉安本場及羅娜三試區進行，參試品系共４個，三行植，行長4m。試驗設計爲 RCBD，四重複，行株距爲100×30cm，約合公頃株數３萬３千株。

第四次區域試驗於81年在臺中本所農場、桃園區農業改良場新屋本場、花蓮區農業改良場吉安本場、羅娜及恆春（與國立屏東技術學院合作）五試區進行。除桃園場只取用70W04及 Tainung 1 外，餘皆取用四種山藥品系之種薯爲材料，三行植，行長4m。試驗設計爲 RCBD ，四重複，行株距爲100×30cm，約合公頃株數３萬３千株。

穩定性分析：根據區域試驗之結果，利用中央研究院植物研究所提供之 Finlay and Wilkinson（1963）方法進行分析。

五、山藥新品種臺農２號之病蟲害調查與防治

㈠炭疽病之罹病率與罹病度：

罹病率之調查與計算：取樣方法爲每田區沿二對角線任取５點，計算距該點50cm範圍內所有罹患炭疽病之病葉率。距該點50cm範圍內所有葉片之總數，經估計後以550葉計。罹病率＝(罹病葉數／葉片總數)×100％

罹病指數與罹病度之調查與計算：取樣方法爲每塊田逢機採取10點，每點於$1m^2$範圍內隨機計算50葉之罹病指數，並調查其病癥及病原菌之形態等。罹病指數：以每片葉之病斑數表示罹病指數，０代表無病斑，１代表1—5病斑，２代表6—10病斑，３代表11—30病斑，４代表31—60病斑，５代表61病斑以上。罹病度之計算：

$$\text{每調查小區之罹病度}=\frac{\Sigma(\text{指數}\times\text{該指數罹病葉數})}{5\times\text{全部調查葉數}}\times 100\%$$

㈡葉蟎之接種：

於83年針對山藥臺農２號等共27品系，測試神澤氏葉蟎在葉片上的繁殖速度，其方法爲：在山藥葉片上接種10隻約２日齡的雌成蟎，記錄７天後的葉蟎數目，三重覆。

六、山藥新品種臺農２號之特性調查

㈠植株一般特性：於田間調查臺農２號之莖蔓顏色、形狀，四稜翼之有無，葉及葉柄顏色，葉柄有無翼狀物，全生育期是否開花，葉腋間有無零餘子，以及塊莖形狀、塊莖之皮色及肉色等特性。

㈡同功異構酵素之分析：

秤取0.5g不同品系山藥嫩芽或植株葉片，加入液態氮、少許 PVP 及1ml之萃取緩衝液（0.1M Tris-HCl pH7.5，0.002%β-Mercapto ethanol，25% glycerol，6%PVP-40，0.05% Triton-100及0.03mM EDTA），磨成均質後，經二次離心（14,000 rpm，4°C，15分鐘），澄清液做爲同功異構酶分析之樣品。電泳設備爲Bio-Rad 直立式平板電泳，其膠體爲10cm×7.2cm×1.0mm之7.5%聚丙烯醯胺（3M Tris-HCl，pH8.9）的分析膠體（resolving gel）及3.1%聚丙烯醯胺的堆積膠體（stacking gel，0.5M Tris-HCl，pH6.7）。將15μl之樣品點樣後，加入追蹤染劑（Bromophenol Blue，0.2mg溶於50%甘油中v/v），即進行電泳分析。開始時電源固定爲每片膠體8mA，待跑完 stacking gel 後，電流調到12mA。在追蹤染劑之標記線到達膠體底部時，關掉電源，即可進行酵素活性染色，活性染色係採用 Tanksley 及 Orton（1983）之方法。

㈢主要農藝性狀調查：調查臺農 2 號之生育日數及塊莖之性狀與產量，如塊莖長度、寬度、厚度、長寬比、單株粒數、塊莖重、平均公頃產量，以及田間採收率等。

結 果

一、山藥新品種臺農 2 號之選育試驗

㈠第一次品系觀察試驗：

在41種山藥品系中，單株薯塊收量最大者爲臺農 2 號（70W04）之987g，其次爲70W47之968g、70W11之967g及70W48之917g，最小者爲70W32之117g，相差甚大，臺農 1 號爲823g。單株薯塊數目最多者爲70W52，達10粒，惟其薯塊甚小，每粒平均重僅約25g，70W04爲2.3 粒，略少於臺農 1 號之2.8粒。塊莖最長的爲70W47之26.5cm，最短的爲70W32之5.8cm，70W04爲24.3cm，約長於臺農 1 號15cm。塊莖最寬的爲70W36之12.1cm，70W04爲6.9cm，略寬於臺農 1 號。塊莖最厚的爲70W46之69.8mm，70W04爲51.1mm，較薄於臺農 1 號。在這些山藥品系中，有 9 品系之塊莖收量高於臺農 1 號，而以新品種臺農 2 號高出之19.8%，居於首位。

表 2. 第一次山藥品系塊莖性狀與收量觀察（民國74年）

Table 2. Comparison on the tuber characteristics and yield of yam lines in the observation trial 1985

Var. & Lines	Number (No)	Length (cm)	Width (cm)	Thickness (mm)	Weight (g)
Tainung 1	2.8	9.58	6.00	56.74	823.3
70W03	3.7	13.17	8.08	51.40	818.3
70W04	2.3	24.33	6.92	51.11	986.7
70W05	3.8	21.08	6.25	50.37	756.7
70W07	2.7	7.58	5.25	47.68	246.7
70W08	2.8	19.25	8.33	49.23	856.7
70W09	3.2	15.33	10.25	53.64	661.7
70W10	3.2	15.58	8.75	57.41	773.3
70W11	3.5	18.08	8.58	48.14	966.7
70W12	2.5	16.67	9.25	56.28	635.0
70W13	2.8	21.08	7.33	62.31	863.3
70W18	3.2	15.33	5.08	47.49	870.0

(續表 2)

Var. & Lines	Number (No)	Length (cm)	Width (cm)	Thickness (mm)	Weight (g)
70W19	4.0	14.42	8.00	53.49	610.0
70W21	2.0	8.33	6.33	48.44	218.3
70W22	2.0	18.42	5.08	40.05	378.3
70W23	2.2	9.50	8.50	57.40	401.7
70W24	1.2	10.33	6.83	28.77	138.3
70W25	1.7	11.17	9.08	57.74	428.3
70W28	2.5	16.75	11.17	63.08	871.7
70W30	4.5	14.75	5.83	43.77	506.7
70W31	1.3	11.17	8.42	30.00	218.3
70W32	1.5	5.83	4.08	34.34	116.7
70W36	2.7	15.00	12.08	78.05	720.0
70W46	2.2	17.33	9.08	69.78	668.3
70W47	5.3	26.50	5.17	44.20	968.3
70W48	4.0	26.25	5.50	53.54	916.7
70W50	3.7	11.42	4.50	31.43	206.7
70W52	10.3	11.08	4.75	26.67	251.7
70W57	1.5	11.75	8.33	57.93	441.7
70W58	5.2	24.00	6.83	47.30	895.0
70W72	1.8	25.75	5.92	28.58	398.3
70R02	2.5	8.42	4.67	38.79	170.0
70R04	1.5	9.83	5.25	49.25	323.3
70R06	2.8	13.33	6.42	48.16	378.3
70R07	2.2	14.92	8.25	51.61	473.3
70R10	2.8	13.83	5.75	43.20	331.7
70R12	5.3	10.50	8.33	54.36	513.3
70R13	3.5	13.83	7.75	53.47	675.0
70R14	2.5	9.83	7.42	47.42	268.3
70R16	3.5	17.17	7.50	60.67	730.0
70R19	2.7	17.08	9.92	64.46	820.0
LSD 0.05	2.0	5.57	3.59	15.62	538.0

(二)第二次品系觀察試驗：

單株平均塊莖收量在1,000g以上的有 8 品系，收量在800～1,000g的有 6 品系，在600～800g的有 2 品系，在400～600g的有 6 品系。收量最高的爲70W04及70W05二品系，依次各爲1,244.5及1,213.3g，二者之公頃產量高達40t/ha以上，惟因70W05之單株粒數較70W04爲多，且塊莖較70W04爲短與薄，其單粒塊莖平均重量低於後者；具30t/ha以上生產力的有臺農 1 號 、70W01、70W06、70W07、70W15、70W16、70W22、70W23、70W29及70W41等10品系，其餘有 4 品系之產量在20t/ha以上，另有 6 品系之產量較低，惟皆在13.2t/ha以上，亦較高於1991年全球山藥之平均產量9.39t/ha。在這些山藥品系中，有 3 品系之塊莖收量高於臺農 1 號，而以新品種臺農 2 號（70W04）高出之6.3%，居於首位。

表 3. 第二次山藥品系塊莖性狀與產量觀察（民國75年）

Table 3. Comparison on the tuber characteristics and yield of yam lines in the observation trial 1986

Var. & Lines	Number (No)	Length (cm)	Width (cm)	Thickness (mm)	Weight (g)	Yield (t/ha)
Tainung 1	2.0	23.3	12.3	101.8	1,170.2	38.62
70W01	1.3	34.5	9.8	67.8	1,176.4	38.82
70W02	2.0	9.0	3.2	31.7	827.5	27.31
70W04	2.0	27.1	9.6	62.5	1,244.5	41.07
70W05	4.3	21.5	10.6	46.6	1,213.3	40.04
70W06	1.6	28.1	11.0	59.2	986.7	32.56
70W07	1.3	31.8	11.0	62.3	1,133.3	37.40
70W08	3.0	17.2	9.7	61.0	820.0	27.06
70W11	2.0	13.6	8.5	52.5	417.2	13.77
70W12	1.3	14.1	7.1	41.6	480.2	15.85
70W13	6.0	14.7	6.2	40.7	795.0	26.24
70W15	3.6	29.0	10.6	63.2	1,073.3	35.42
70W16	1.3	20.6	13.5	92.0	1,133.7	37.41
70W18	2.6	8.6	7.3	42.5	460.5	15.20
70W20	2.0	32.1	4.5	28.9	403.1	13.30
70W21	3.3	13.8	7.1	46.0	560.0	18.48
70W22	3.0	28.0	10.8	69.2	970.0	32.01
70W23	1.6	24.1	11.8	75.2	1,068.4	35.26
70W26	1.5	16.5	7.0	50.5	530.0	17.49
70W29	4.0	11.5	8.5	77.4	943.3	31.13
70W30	2.6	22.6	7.5	61.3	723.3	23.87
70W41	2.3	26.0	9.8	59.9	920.0	30.36
LSD 0.05	2.1	5.7	3.8	16.2	564.2	7.69

㈢第一次品系比較試驗：

在九個山藥物種之代表品系中，單株平均塊莖收量在900g以上的只有 *D. alata* 之山藥臺農 1 號及臺農 2 號（70W04），且其田間採收率均爲100%；單株平均塊莖收量在800～900g的有 *D. purpurea* 之70R01及 *D. esculenta* 之70W19二品系；收量在600～800g者有 3 品系，即 *D. bulbifera* 之70W37、*D. rotundata* 之70 *W*14及 *D. japonica* 之70W44；在400g以下的爲 *D. pseudojaponica* 之70W43、*D. batatas* 之70 *W*59及 *D. doryophora* 之70W51。在本次試驗中，70W04之塊莖性狀與臺農 1 號無顯著差異；其塊莖長度25.9cm與70W51之84.6cm比較，相差達58.7cm；塊莖長度最長之70W51，其寬度及厚度皆較小於70W04。在這些山藥品系中，以新品種臺農 2 號及臺農 1 號之塊莖產量較高，臺農 2 號高出臺農 1 號約8.9%。

表4. 第一次山藥品系塊莖性狀與產量之比較（民國76年）

Table 4. Comparison on the tuber characteristics and yield of yam (*Dioscorea* spp.) in the yield trial 1987

Species & Lines	Number (No)	Length (cm)	Width (cm)	Thickn. (mm)	Weight (g)	Survival (%)	Yield (t/ha)
D. alata Tainung 1	2.1[a]*	23.8[bc]	13.5[a]	91.8[a]	952.5[a]	100.0[a]	31.43[a]
D. alata 70W04	2.0[a]	25.9[bc]	10.2[ab]	85.6[a]	1,037.2[a]	100.0[a]	34.23[a]
D. alata var. *purpurea* 70R01	1.5[a]	17.8[bc]	10.4[ab]	67.3[bc]	824.6[ab]	100.0[a]	27.21[ab]
D. esculenta 70W19	2.0[a]	18.4[bc]	14.7[a]	80.4[ab]	887.4[ab]	100.0[a]	29.28[ab]
D. rotundata 70W14	1.0[a]	21.6[bc]	7.8[bc]	64.9[b]	682.3[bc]	100.0[a]	22.52[bc]
D. bulbifera 70W37	1.0[a]	12.4[c]	14.6[a]	100.4[a]	772.5[b]	100.0[a]	25.49[ab]
D. batatas 70W59	1.3[a]	34.8[bc]	6.5[bcd]	37.8[d]	212.4[d]	85.7[ab]	6.01[d]
D. japonica 70W44	1.4[a]	45.6[bc]	7.7[bc]	48.2[cd]	621.3[bc]	85.7[ab]	17.57[bcd]
D. pseudojaponica 70W43	1.2[a]	52.5[b]	5.5[cd]	40.4[d]	381.7[cd]	96.4[ab]	12.60[cd]
D.doryophora 70W51	1.0[a]	84.6[a]	2.4[d]	18.9[d]	127.6[d]	60.7[b]	2.56[d]

* Means followed by the same letter within each column are not significantly different at 5% level by the LSD test.

(四)第二次品系比較試驗：

山藥臺農1號及臺農2號（70W04）之平均單株塊莖收量甚高，依次各爲931g及941g，顯著高於其他品系，其次爲70W46之847g及70R16之814g，70R01、70W02及70R09之表現較差，收量較低，塊莖收量介於499～593g之間。山藥臺農1號及臺農2號之田間採收率同爲100%，配合其甚高之平均單株塊莖收量，二者之塊莖公頃產量依次爲30.72t/ha及31.05t/ha，差異不顯著，但皆明顯高於其他參試品系。

表5. 第二次山藥品系塊莖性狀與產量之比較（民國77年）

Table 5. Comparison on the tuber characteristics and yield of yam lines in the yield trial 1988

Var. & Lines	Number (No)	Length (cm)	Width (cm)	Thickn. (mm)	Weight (g)	Survival (%)	Yield (t/ha)
70W02	1.3[c]*	23.2[b]	9.2[c]	41.3[c]	561[c]	97.9[a]	18.12[c]
70W04	2.3[b]	23.1[b]	6.5[c]	51.6[b]	941[a]	100.0[a]	31.05[a]
70W46	1.0[c]	23.9[b]	22.4[a]	66.4[a]	847[b]	96.5[a]	26.97[b]
70R01	1.1[c]	15.3[c]	13.7[b]	70.2[a]	593[c]	72.5[c]	14.19[c]
70R09	2.2[b]	11.3[c]	5.4[c]	55.1[b]	499[c]	86.5[b]	14.24[c]
70R16	1.5[c]	28.3[a]	7.8[c]	54.3[b]	814[b]	85.7[b]	23.02[b]
Tainung 1	3.2[a]	13.1[c]	8.4[c]	67.2[a]	931[a]	100.0[a]	30.72[a]

* Means followed by the same letter within each column are not significantly different at 5% level by the LSD test.

㈤第一次區域試驗：

在單株塊莖平均收量方面，1989年臺中試區以新品種臺農 2 號（70W04）之表現最佳，達 952g，且田間採收率爲100％，故其產量高達 31.42t/ha；70W03 及 70R01之單株塊莖收量分別爲763及 586g，差異不顯著，但以前者之田間採收率較高，兩者產量差達 10.7t/ha；山藥臺農 1 號之單株收量爲 917g，且田間採收率亦高，產量達 30.26t/ha。

嘉義試區亦以臺農 2 號之表現最佳，單株塊莖平均收量達 1,123g，田間採收率爲100％，其產量較高於臺中地區；70W03 及 70R01 之單株塊莖收量分別爲821及 619g，田間採收率均爲100％，兩者產量差異不顯著；山藥臺農 1 號之單株收量爲 1,055g，田間採收率亦高，故產量達 34.82t/ha，雖與臺農 2 號之差異不顯著，但有較差之趨勢。

綜合比較表 6 之結果可知，山藥新品種臺農 2 號（70W04）及臺農 1 號於兩地之平均公頃產量依次爲34.24及 32.54t/ha，新品種高於臺農 1 號約5.2％；70W03 及 70R01 之平均公頃產量分別爲26.14及17.47t/ha，與臺農 2 號之差異不小。

表 6. 不同地區對山藥塊莖性狀與產量之影響（第一次區域試驗，民國78年）

Table 6. Effect of different locations on the characteristics and yield of tuber among four yam lines in the first regional trial 1989

Variety & Lines	Length (cm)	Width (cm)	Thickn. (mm)	L/W[z]	Number (No)	Weight (g)	Survival (%)	Yield (t/ha)
				Taichung area, 1989				
70W04	24.8[a]*	6.4[b]	54[b]	3.88	2.4[ab]	952[a]	100.0	31.42[a]
70W03	17.6[b]	9.1[a]	73[a]	1.94	2.0[b]	763[ab]	100.0	25.18[ab]
70R01	13.2[b]	7.3[b]	71[a]	1.81	2.0[b]	586[b]	75.0	14.50[b]
Tainung 1	16.2[b]	7.4[b]	56[b]	2.19	3.2[a]	917[a]	100.0	30.26[a]
				Chiayi area, 1989				
70W04	25.4[a]	7.8[a]	66[a]	3.26	1.9[ab]	1,123[a]	100.0	37.06[a]
70W03	21.1[ab]	9.2[a]	87[a]	2.29	1.8[ab]	821[b]	100.0	27.09[b]
70R01	12.7[b]	8.4[a]	82[a]	1.51	1.4[b]	619[b]	100.0	20.43[b]
Tainung 1	14.3[b]	8.5[a]	74[a]	1.68	2.4[a]	1,055[a]	100.0	34.82[a]

* Means followed by the same letter within the column of each location are not significantly different at 5% level by the LSD test.

z L/W=Length/Width

㈥第二次區域試驗：

在單株塊莖平均收量方面，1990年臺中試區以新品種臺農 2 號（70W04）之表現最佳，達 1,020g，且田間採收率爲100％，故其產量高達 33.7t/ha；70W03 及 70R01 之單株塊莖收量分別爲667及 535g，差異不顯著，但以前者之田間採收率較高；山藥臺農 1 號之單株收量爲 830g，且田間採收率亦高，產量雖達 27.3t/ha，但顯著差於臺農 2 號。

嘉義試區亦以臺農 2 號之表現最佳，單株塊莖平均收量達 1,030g，田間採收率爲100％，其產量略高於臺中地區；70W03 及 70R01 之單株塊莖收量分別爲628及 523g，田間採收率爲100％，兩者產量差異不顯著；山藥臺農 1 號之單株收量爲 900g，田間採收率亦高，故產量達 29.7t/ha，與臺農 2 號之差異不顯著。

1990年埔里試區之單株塊莖平均收量以 70W03 之表現最佳，惟由於 70W03 之田間採

收率只爲6.7%，影響產量甚大，僅爲1.47t/ha；臺農2號雖只具次高之單株塊莖收量及田間採收率，其產量15.4t/ha則高居首位；山藥臺農1號之單株收量 392g 雖然最低，但因具最高田間採收率，故產量（12.9t/ha）亦不差；70R01 之單株收量爲 428g，雖然較高於臺農1號，但因田間採收率較低，故其產量略低於臺農1號及臺農2號。

綜合比較表7之結果可知，山藥臺農2號及臺農1號於三試區之平均公頃產量依次爲27.68及23.31t/ha，新品種高於臺農1號約18.7%；70W03及70R01之平均公頃產量分別爲14.73及14.94t/ha，與臺農2號之差異甚大。

表7. 不同地區對山藥塊莖性狀與產量之影響（第二次區域試驗，民國79年）

Table 7. Effect of different locations on the characteristics and yield of tuber among four yam lines in the second regional trial 1990

Variety & Lines	Length (cm)	Width (cm)	Thickn. (mm)	L/W[z]	Number (No)	Weight (g)	Survival (%)	Yield (t/ha)
				Taichung area, 1909				
70W04	25.71[a*]	11.83[a]	56.3[b]	2.17	1.7[a]	1,020[a]	100.0	33.66[a]
70W03	15.67[b]	7.67[b]	53.3[b]	2.04	1.3[a]	667[b]	100.0	22.01[bc]
70R01	11.53[b]	6.75[b]	59.8[b]	1.71	1.2[a]	535[b]	86.7	15.31[c]
Tainung 1	12.32[b]	10.49[a]	87.8[a]	1.17	1.3[a]	830[ab]	100.0	27.30[b]
				Chiayi area, 1990				
70W04	25.21[a]	8.31[a]	61.4[a]	3.03	1.8[b]	1,030[a]	100.0	33.99[a]
70W03	16.74[b]	7.31[a]	64.5[a]	2.29	1.5[b]	628[b]	100.0	20.72[b]
70R01	13.85[b]	8.56[a]	64.7[a]	1.62	1.4[b]	523[b]	100.0	17.26[b]
Tainung 1	12.84[b]	8.12[a]	79.4[a]	1.93	2.6[a]	900[a]	100.0	29.70[a]
				Puli area, 1990				
70W04	20.97[a]	6.28[b]	31.4[b]	3.34	1.5[b]	538[ab]	86.7	15.39[a]
70W03	14.24[b]	7.14[b]	53.6[ab]	1.99	2.0[a]	667[a]	6.7	1.47[c]
70R01	14.59[b]	10.92[a]	68.7[a]	1.34	1.2[b]	428[b]	86.7	12.25[ab]
Tainung 1	11.92[b]	6.19[b]	64.0[a]	1.93	2.3[a]	392[b]	100.0	12.94[ab]

* Means followed by the same letter within the column of each location are not significantly different at 5% level by the LSD test.
[z] L/W=Length/Width

㈦第三次區域試驗

在單株塊莖平均收量方面，1991年臺中試區以新品種臺農2號（70W04）之表現最佳，達 1,360g，且田間採收率爲100%，故其產量高達 44.9t/ha；70W03 及 70R01 之單株塊莖收量分別爲752及 430g，田間採收率均爲100%，兩者產量分別爲24.8及 14.2t/ha，差異不顯著；山藥臺農1號之單株收量爲 1,140g，且田間採收率亦高，產量達 37.6t/ha。

花蓮試區亦以臺農2號之表現最佳，單株塊莖平均收量達 1,057g，田間採收率爲77.8%，其產量略低於臺中試區，爲 27.1t/ha；70W03 及 70R01 之單株塊莖收量偏低，分別爲207及 255g，田間採收率分別爲41.1及20.0%，兩者產量僅爲2.8及 1.7t/ha；山藥臺農1號之單株收量爲 639g，田間採收率爲68.9%，產量爲 14.5t/ha，僅約爲臺農2號之53.5%。

1991年羅娜試區之單株塊莖平均收量以臺農1號之 468g 表現最佳，惟其田間採收率只爲68.8%，產量爲 10.6t/ha；臺農2號之單株塊莖收量爲 332g，田間採收率爲85.4%，產量爲 9.4t/ha；70W03 及 70R01 之單株收量偏低，產量之表現不佳，較低於臺農1號及臺農2

號。

綜合比較表 8 之結果可知，山藥新品種臺農 2 號（70W04）及臺農 1 號於三試區之平均公頃產量依次爲27.13及 20.93t/ha，新品種高於臺農 1 號約29.6%；70W03 及 70R01 之平均公頃產量分別爲11.50及 8.08t/ha，與臺農 2 號之差異甚大。

表 8. 不同地區對山藥塊莖性狀與產量之影響（第三次區域試驗，民國80年）

Table 8. Effect of different locations on the characteristics and yield of tuber among four yam lines in the third regional trial 1991

Variety & Lines	Length (cm)	Width (cm)	Thickn. (mm)	L/W[z]	Number (No)	Weight (g)	Survival (%)	Yield (t/ha)
				Taichung area, 1991				
70W04	26.54[a]*	7.29[a]	53.3[a]	3.64	1.7[a]	1,360[a]	100.0	44.88[a]
70W03	16.53[b]	7.15[a]	58.6[a]	2.31	1.4[a]	752[b]	100.0	24.82[b]
70R01	9.94[c]	8.24[a]	52.2[a]	1.21	2.0[a]	430[b]	100.0	14.19[b]
Tainung 1	17.56[b]	9.51[a]	64.2[a]	1.85	2.0[a]	1,140[a]	100.0	37.62[ab]
				Hualien area, 1991				
70W04	23.30[a]	6.23[ab]	61.0[ab]	3.74	1.5[b]	1,057[a]	77.8	27.14[a]
70W03	12.10[b]	5.60[b]	44.0[b]	2.16	2.0[a]	207[c]	41.1	2.81[c]
70R01	6.20[c]	7.20[a]	54.0[ab]	0.86	1.2[b]	255[bc]	20.0	1.68[c]
Tainung 1	14.23[b]	7.67[a]	68.7[a]	1.86	2.3[a]	639[b]	68.9	14.53[b]
				Lona area, 1991				
70W04	20.29[a]	8.13[a]	43.3[a]	2.50	1.7[b]	332[ab]	85.4	9.36[ab]
70W03	15.25[b]	6.88[b]	41.7[a]	2.22	1.3[b]	244[b]	85.4	6.88[b]
70R01	11.42[c]	8.17[a]	55.8[a]	1.40	1.0[b]	297[b]	85.4	8.37[b]
Tainung 1	11.33[c]	5.92[b]	55.5[a]	1.91	4.5[a]	468[a]	68.8	10.63[a]

* Means followed by the same letter within the column of each location are not significantly different at 5% level by the LSD test.

[z] L/W = Length/Width

(八)第四次區域試驗：

1992年臺中試區臺農 2 號之長寬比值爲 3.59，較其他參試品系爲高，主因在於塊莖較長（22.78cm），及寬度較小（6.34cm），其厚度亦小（3.86cm）。70W03、70R01 及山藥臺農 1 號在塊莖長度上並無顯著差異，惟 70R01 之塊莖寬度及厚度較小，此三品系之長寬比值介於1.32—2.26間。在單株平均粒數方面，以山藥臺農 1 號之3.1粒最多，而以 70W03 之1.0粒最少。臺農 2 號及臺農 1 號在單株塊莖收量、田間採收率及公頃產量三方面之表現甚佳，公頃產量依次爲32.1及 31.3t/ha。70W03 及 70R01 之產量表現則較不穩定，二品系之產量各爲16.3及 6.5t/ha，主因在於單株收量偏低，且 70R01 之田間採收率僅爲56%。

1992年臺農 2 號在桃園及花蓮二試區塊莖性狀之表現與臺中相似，同具有較高之塊莖長度及較大之長寬比值；其在桃園場之產量 32.7t/ha 近似於山藥臺農 1 號，而在花蓮之單株平均塊莖收量及田間採收率則低於臺農 1 號，致其公頃產量僅爲 27.4t/ha，顯著低於臺農 1 號。山藥臺農 1 號之公頃產量在此二地區都相當高，花蓮區產量高達 34.4t/ha，桃園區爲 32.1t/ha。70R01 在花蓮區之單株塊莖收量高達 1,150g，雖其田間採收率只爲75.6%，但仍有 28.7 t/ha 之生產能力。70W03 在花蓮之產量達 26.0t/ha。

1992年羅娜試區以紅肉之 70R01 表現最佳。在塊莖性狀方面，70R01 具有最大之塊莖寬

度及厚度，長寬比值1.36；70R01 單株塊莖收量爲 593g，公頃產量爲 13.58t/ha，爲羅娜試區1992年參試山藥品系中之最高者。臺農2號之單株塊莖收量雖不差（510g），但田間採收率（63.8%）則較低，影響產量不少。70W03 及臺農1號之田間採收率雖不低於 70R01，但單株塊莖收量不高，故產量顯著低於 70R01。

1992年恆春試區以 70W03表現最佳，其單株塊莖收量爲 334g，公頃產量爲 11.0t/ha。臺農2號之單株塊莖收量雖不差（312g），但田間採收率則較 70W03 爲低，產量爲 9.7t/ha，與 70W03 之差異不顯著。臺農1號之田間採收率雖不低，但單株塊莖收量不高（150g），故產量僅爲 4.7t/ha。70R01 則因單株塊莖收量及田間採收率均不高，故產量顯著偏低，僅約爲 2t/ha。

綜合比較表9之結果可知，山藥新品種臺農2號及臺農1號於五試區之平均公頃產量依次爲22.52及 22.56t/ha，較爲高產；70W03 及 70R01 之平均公頃產量分別爲15.83及 12.68t/ha（二者未參加桃園地區試驗），與臺農2號之差異頗大。

表9. 不同地區對山藥塊莖性狀與產量之影響（第四次區域試驗，民國81年）

Table 9. Effect of different locations on the characteristics and yield of tuber among four yam lines in the fourth regional trial 1992

Variety & Lines	Length (cm)	Width (cm)	Thickn. (mm)	L/W^{z}	Number (No)	Weight (g)	Survival (%)	Yield (t/ha)
				Taichung area, 1991				
70W04	22.78^{a*}	6.34^{b}	38.6^{b}	3.59	2.0^{b}	973^{a}	100.0a	32.11^{a}
70W03	13.01^{b}	9.88^{a}	63.6^{a}	1.32	1.0^{c}	493^{b}	100.0a	16.27^{b}
70R01	12.02^{b}	5.31^{b}	39.0^{b}	2.26	1.3^{c}	350^{b}	56.0b	6.47^{c}
Tainung 1	13.23^{b}	8.38^{a}	68.1^{a}	1.58	3.1^{a}	948^{a}	100.0a	31.28^{a}
				Tauyean area, 1992				
70W04	25.70^{a}	9.40^{a}	73.0^{b}	2.73	2.8^{a}	991^{a}	100.0a	32.70^{a}
Tainung 1	18.50^{b}	10.10^{a}	93.0^{a}	1.83	2.5^{a}	974^{a}	100.0a	32.14^{a}
				Hualien area, 1992				
70W04	28.53^{a}	10.17^{a}	58.3^{b}	2.81	1.3^{b}	910^{b}	91.1a	27.36^{b}
70W03	21.93^{a}	8.17^{a}	54.3^{b}	2.68	2.3^{a}	855^{b}	92.2a	26.01^{b}
70R01	16.35^{b}	11.27^{a}	75.0^{a}	1.45	1.8^{b}	1,150^{a}	75.6b	28.69^{b}
Tainung 1	15.63^{b}	10.13^{a}	88.0^{a}	1.54	2.3^{a}	1,066^{a}	97.8a	34.40^{a}
				Lona area, 1992				
70W04	20.07^{a}	7.06^{b}	31.9^{b}	2.84	1.9^{a}	510^{ab}	63.8a	10.74^{b}
70W03	16.65^{b}	8.41^{b}	45.0^{b}	1.98	1.7^{a}	431^{b}	70.5a	10.03^{b}
70R01	15.29^{b}	11.24^{a}	70.2^{a}	1.36	1.1^{b}	593^{a}	69.4a	13.58^{a}
Tainung 1	13.25^{c}	6.47^{b}	67.9^{a}	2.05	1.9^{a}	449^{b}	69.4a	10.28^{b}
				Hentsun area, 1992				
70W04	16.23^{a}	5.27^{b}	22.1^{b}	3.08	3.2^{a}	312^{ab}	94.0a	9.68^{a}
70W03	12.18^{b}	6.43^{b}	31.6^{b}	1.89	3.2^{a}	334^{a}	100.0a	11.02^{a}
70R01	11.51^{b}	9.18^{a}	54.7^{a}	1.25	3.4^{a}	93^{b}	65.0b	1.99^{b}
Tainung 1	9.34^{c}	5.26^{b}	43.8^{ab}	1.78	4.5^{a}	150^{ab}	95.0a	4.70^{b}

* Means followed by the same letter within the column of each location are not significantly different at 5% level by the LSD test.

^{z} L/W=Length/Width

(九)區域試驗綜合分析：

由四年期七試區之區域試驗之綜合分析結果可知，不同年度、地區及品（系）種對山藥塊莖性狀與產量之影響很大，參試山藥較適合於臺中、嘉義、花蓮及桃園等平地栽培，若於較高海拔試區如埔里（650m）及羅娜（850m），以及恆春山坡地試區（風大、粘土、pH>8.0及EC>4.0）[10]栽培，山藥塊莖之性狀表現與產量將受影響。

山藥新品種臺農 2 號（70W04）及臺農 1 號於七試區之平均公頃產量依次爲 26.58 及 24.67t/ha，較爲高產；70W03及 70R01 之平均公頃產量分別爲16.19及 13.02t/ha（二者未參加桃園地區試驗）；新品種高於 70W03 及 70R01 各約64.2%及104.1%。

表10. 年度、地區及品（系）種對山藥塊莖性狀與產量之影響（民國78～81年）

Table 10. Effects of year, location and variety/line on the tuber characteristics and yield of yam based on the results of four regional trials (1989—1992)

Item	Length (cm)	Width (cm)	Thickn. (mm)	L/W[z]	Number (No)	Weight (g)	Survival (%)	Yield (t/ha)
				Year				
1989	18.16^{a*}	8.01^{a}	70.4^{a}	2.32^{a}	2.14^{ab}	854.50^{a}	96.88^{a}	27.60^{a}
1990	16.30^{ab}	8.30^{a}	62.1^{b}	2.05^{a}	1.65^{c}	679.83^{b}	88.90^{ab}	20.17^{b}
1991	15.39^{b}	7.33^{a}	54.4^{b}	2.14^{a}	1.88^{bc}	598.42^{b}	77.73^{b}	16.91^{b}
1992	16.79^{ab}	8.25^{a}	56.6^{b}	2.11^{a}	2.29^{a}	585.37^{b}	85.54^{ab}	18.86^{b}
				Location				
Taichung	16.79^{b}	8.07^{ab}	59.3^{c}	2.17^{a}	1.85^{c}	794.75^{b}	94.86^{ab}	25.46^{ab}
Chiayi	17.77^{b}	8.28^{ab}	72.4^{ab}	2.20^{a}	1.85^{c}	837.37^{b}	100.00^{a}	27.63^{a}
Puli	15.43^{bc}	7.63^{ab}	54.4^{c}	2.15^{a}	1.75^{c}	506.25^{cd}	70.03^{c}	10.51^{c}
Hualien	17.28^{b}	8.31^{ab}	62.9^{bc}	2.14^{a}	1.84^{c}	653.83^{bc}	70.56^{c}	20.33^{b}
Lona	15.44^{bc}	7.79^{ab}	51.4^{c}	2.03^{a}	1.89^{c}	415.50^{d}	74.76^{bc}	9.98^{c}
Tauyean	22.10^{a}	9.75^{a}	83.0^{a}	2.28^{a}	2.65^{b}	982.50^{a}	100.00^{a}	32.42^{a}
Hentsun	12.32^{c}	6.54^{a}	38.1^{d}	2.00^{a}	3.58^{a}	222.25^{e}	88.50^{abc}	6.85^{c}
				Variety (line)				
70W04	23.50^{a}	7.73^{a}	50.1^{c}	3.12^{a}	1.95^{b}	854.46^{a}	92.22^{a}	26.58^{a}
70W03	16.08^{b}	7.75^{a}	55.9^{bc}	2.09^{b}	1.79^{b}	571.03^{b}	82.99^{ab}	16.19^{b}
70R01	12.53^{c}	8.48^{a}	62.8^{b}	1.51^{c}	1.64^{b}	445.67^{c}	76.05^{b}	13.02^{b}
Tainung 1	13.87^{c}	8.04^{a}	70.1^{a}	1.79^{bc}	2.72^{a}	747.55^{a}	94.25^{a}	24.67^{a}

* Means followed by the same letter within the column of each item are not significantly different at 5% level by the LSD test.

[z] L/W=Length/Width

山藥新品種臺農 2 號（70W04）於四年期區域試驗之平均公頃產量介於 22.52-34.24t/ha，於七試區之平均公頃產量介於 9.68-35.53t/ha。1992年由於試區數目增加，尤其因二逆境試區（羅娜及恆春試區）之加入，臺農 2 號之平均公頃產量雖低，但亦達 22.52t/ha；新品種於平地試區之平均公頃產量皆甚高，除1991年花蓮試區因受風災影響較低外，均達 30t/ha 以上，於 650m之埔里可達 15t/ha，於 850m 之羅娜可達 10t/ha，於較不利生長之恆春山坡地試區可達 9.7t/ha，故新品種臺農 2 號頗能適應全省各地之生長環境，且對逆境之忍受度頗強，在逆境時亦能維持一定之產量表現。

表11. 年度及地區對 70W04 塊莖性狀與產量之影響（民國78～81年）

Table 11. Effects of year and location on the tuber characteristics and yield of yam line 70W04 based on the results of four regional trials (1989—1992)

Item	Length (cm)	Width (cm)	Thickn. (mm)	L/W[z]	Number (No)	Weight (g)	Survival (%)	Yield (t/ha)
				Year				
1989	25.10[a]*	7.10[a]	60.0[a]	3.57[a]	2.15[b]	1,038[a]	100.00[a]	34.24[a]
1990	23.96[a]	8.81[a]	49.7[c]	2.85[a]	1.67[c]	863[c]	95.57[a]	27.68[b]
1991	23.38[a]	7.22[a]	52.5[b]	3.29[a]	1.63[d]	916[b]	87.73[a]	27.13[c]
1992	22.66[a]	7.64[a]	44.8[d]	3.10[a]	2.24[a]	739[d]	89.78[a]	22.52[d]
				Location				
Taichung	24.95[a]	7.97[a]	50.6[d]	3.32[a]	1.95[c]	1,076[b]	100.00[a]	35.52[b]
Chiayi	25.31[a]	8.06[a]	63.7[b]	3.15[a]	1.85[d]	1,077[a]	100.00[a]	35.53[a]
Puli	20.97[ab]	6.28[a]	31.4[f]	3.34[a]	1.50[f]	538[e]	86.70[ab]	15.39[e]
Hualien	25.92[a]	8.20[a]	59.7[c]	3.28[a]	1.40[g]	948[d]	84.45[ab]	27.25[d]
Lona	20.18[ab]	7.60[a]	37.6[e]	2.67[a]	1.80[e]	421[f]	74.60[b]	10.05[f]
Tauyean	25.70[a]	9.40[a]	73.0[a]	2.73[a]	2.08[b]	991[c]	100.00[a]	32.70[c]
Hentsun	16.23[b]	5.27[a]	22.1[g]	3.08[a]	3.20[a]	312[g]	94.00[a]	9.68[g]

* Means followed by the same letter within the column of each item are not significantly different at 5% level by the LSD test.
[z] L/W=Length/Width

㈩穩定性分析：

新品種臺農 2 號（70W04）在塊莖重、採收率及塊莖產量之表現均甚佳；穩定性表現亦較臺農 1 號爲優。由表12之結果顯示，臺農 2 號爲兼具高產且穩定性佳之新品種，值得推介農民採用。

表12. 區域試驗參試品系（種）之穩定性分析（民國78～81年）

Table 12. Stability analysis on tuber weight, survival rate and tuber yield of yam based on the results of four regional trials (1989—1992)

Variety & Line	Tuber wt. (g/plant)		Survival (g)		Tuber yield (t/ha)	
	mean±SE[z]	b±SE	mean±SE	b±SE	mean±SE	b±SE
70W04	843.1±96.8	1.17±0.23	91.57±3.32	0.66±0.14	26.06±3.44	1.17±0.19
70W03	571.8±64.9	0.78±0.16	89.66±8.64	1.18±0.12	16.19±2.71	0.96±0.13
70R01	488.3±75.5	0.79±0.23	76.65±6.60	1.33±0.27	12.89±2.21	0.61±0.18
Tainung 1	746.2±91.8	1.25±0.12	91.66±3.96	0.82±0.15	23.21±3.36	1.26±0.08

[z] mean±SE=mean and standard error ; b±SE=stability index and standard error.

二、山藥新品種臺農 2 號之病蟲害調查與防治

㈠山藥新品種臺農 2 號之病蟲害調查：

根據國內外之報告及新品種臺農 2 號（70W04）之田間觀察結果，山藥之病原有 *Alternaria*、*Cercospora*、*Colletotrichum*、*Pythium*、*Rhizoctonia* 及 Viruses 等[14]，但最重要的生產限制因子，乃是由 *Colletotrichum gloeosporioides* 所引起的炭疽（anthracnose）、梢枯（die-back）及莖枯（stem-rot）等，而在臺灣即以炭疽病爲山藥生產最常見且最嚴

重的病害[18]，因此山藥病害之調查與防治應以炭疽病為主。蟲害中以蚜蟲、甲蟲、蟻象、夜盜蟲、螻蛄、茱蛾及紅蜘蛛等為主，以紅蜘蛛之危害較嚴重，但一般而言並不構成大害。

(二)炭疽病之危害與防治：

山藥炭疽病之病原菌是由不完全菌 *Colletotrichum gloesporioides* Penz. 所引起，經常在葉片上出現褐黑色病斑，使葉片組織壞疽，導致其光合作用率降低，影響養分之生成與累聚，更有甚者，會造成梢枯及莖枯，而使莖梢枯死，嚴重時地上部位將完全死亡。

葉部病徵先是有褐色放射狀之小點出現於葉片上，日漸擴大變成大型圓斑或橢圓斑，直徑可達 1～2cm 左右，而且病斑外圍會有黃暈，較老的病斑中央稍變灰白色並有黑色小點，此表示病原菌之分生胞子座已出現，病斑會癒合而成大病斑，使葉片提早掉落。

新梢亦偶會自梢端感染，變褐黑色，並向基端延伸，而使全梢褐化枯死。若自莖蔓中間感染，初期常見莖蔓邊緣較薄處出現褐化，繼之縱向延伸而成條狀，或橫向延伸造成縊縮現象，當縊縮形成後，會導致此部位以上之莖蔓完全枯死，造成嚴重損失。

炭疽病之發生，通常老葉較易出現病徵，但若在多雨期，或是其他病蟲害嚴重時，除了會使新葉提早出現病徵外，發病將轉趨嚴重。瑞芳地區栽培之山藥，即因有盲椿之危害而使其炭疽病之發生更加嚴重，尤其是莖蔓之感染更是，常造成地上部位完全死亡。

炭疽病之罹病率（Disease incidence）與罹病度（Disease intensity）與山藥之品系及生育時期有關。新品系 70W04與臺農 1 號在生育前期及生育後期，葉片炭疽病之罹病率及罹病度之差異不小。於生育初期（83年 6 月，地上部莖葉之生長正達旺盛期）調查 70W04 及臺農 1 號在三處栽培田區罹患炭疽病的葉片比率，70W04 在生育前期葉片之罹病率較低（6.2%），因此可以提供較高的光合效率，累聚較多的養分，臺農 1 號之罹病率則較高，罹病率為 15%。

在生育後期（83年10月，正值擔根體之生長快速期），70W04 葉片炭疽病之罹病度，因田區之不同其罹病度差異頗大，介於1.5—21.6%，平均6.9%，但與臺農 1 號（平均30.2%，最高達47.3%）比較，仍較耐病。

根據84年12月份之調查結果可知，發現臺農 1 號已有超過30%植株之地上部位死亡，而新品系 70W04 則尚無地上部位完全枯死者，顯示 70W04 較不易受炭疽病菌之感染。

表13. 山藥新品系 70W04 與臺農 1 號在生長後期炭疽病罹病度之比較（83年10月）

Table 13. Comparison on disease intensity of anthracnose at late growth stage of yam

Line & Variety	Anthracnose intensity (%)			
	#23[y]	#24	#28	#55
70W04	21.6	2.3	2.3	1.5
Tainung 1	47.3	—[z]	—	13.1

[z] not planted.
[y] Field number at TARI.

目前山藥田間炭疽病之防治尚無推薦藥劑，惟因腐絕（Mertect）1,000倍之防治效果不錯，可供參考。

(三)葉蟎之危害與防治：

山藥之害蟲以蚜蟲、甲蟲、蟻象、夜盜蟲、螻蛄、茱蛾及葉蟎（紅蜘蛛）等為主，以紅蜘蛛之危害較為嚴重。

山藥新品系 70W04 在各地種植期間，甚少發生其他蟲害，但卻曾發生葉蟎危害。葉蟎棲息山藥葉背，以口器刺破表皮細胞，吸食沁出的細胞內含物。被害處因葉綠素之減損，而在葉面呈針刺狀淡色斑點，葉片因受損較易黃化。當葉蟎族群密度高時，被害株明顯較正常株生育差，影響山藥產量不小。

1994年曾針對本所山藥27品系測試神澤氏葉蟎在葉片上的繁殖速度，在山藥葉片上接種10隻約 2 日齡的雌成蟎，記錄 7 天後的葉蟎數目。新品系 70W04 經一星期後繁殖出葉蟎274隻，在與測27品系中爲第 8 高位者，而蟎數在 7 天中增長27倍，顯示本品系能爲葉蟎提供良好的營養，將來有受葉蟎危害之可能。雖然在栽培觀察田中未曾嚴重受害，將來宜先注意防範。

葉蟎的防治一般採用化學防治或生物防治，化學防治施用殺蟎劑。山藥植被生長甚密，且匍伏地面，藥劑能否均勻施布全植株是一大問題，而葉蟎一般又以容易產生抗藥性而著名，殺蟎劑推出後常常在年內即因葉蟎產生抗藥性，而無法提供理想的保護；臺灣目前已出現類似情形，不宜依賴化學防治。此外，因其葉片茂密，應可容忍相當數量葉蟎之取食，如能注意早期保育或引介天敵，當可將防治需求降至最低。

三、山藥新品種台農 2 號之特性

(一)山藥新品種台農 2 號之植株特性：

台農 2 號與台農 1 號相同，具有田薯（*D. alata*）之特性[4]。台農 2 號之莖蔓綠色，方形或圓形，多數呈螺旋狀，四稜翼淡綠色；葉及葉柄綠色，葉柄具淡紫色翼或無翼；台農 2 號於全生育期不見開花，且葉腋間亦不生零餘子；台農 2 號之株高一般可達 4 m 以上，根長約25 cm，塊莖長柱狀，穴管栽培時爲直棍形，塊莖肉色白或乳白，皮色褐。

在植株葉部、葉柄及節間性狀方面，台農 1 號及70W03之葉較長且較寬，台農 2 號及70R01較短且較小；台農 2 號之葉寬（7.64cm）略小於台農 1 號及70W03。葉面上主脈數一般之品系同爲 7 條，支脈數在70R01爲 2 條，台農 2 號及台農 1 號爲 2 或 4 條，70W03則爲 2 、4 或 7 條。葉柄長度介於5.72—8.96cm 間。節間長度則以台農 1 號之13.72cm 最長，台農 2 號之11.52cm 次之（表14）。

表14.　山藥品系間植株葉部、葉柄及節間性狀之比較

Table 14. Comparison on the characteristics of leaf, petiole and internode among four yam lines

Variety & lines	Leaf			Petiole length (cm)	Internode length (cm)
	Length (cm)	Width (cm)	Venation (No.)		
70W04	9.88[b]*	7.64[ab]	7	6.68[a]	11.52[ab]
70W03	11.50[ab]	7.88[ab]	7	6.84[a]	7.54[bc]
70R01	10.00[b]	6.12[b]	7	5.72[a]	7.30[c]
Tainung 1	12.52[a]	8.86[a]	7	8.96[a]	13.72[a]

* Means followed by the same letter within each column are not significantly different at 5% level by the LSD test.

(二)山藥新品種台農 2 號葉片同功異構酵素之分析：

利用聚丙烯醯胺膠體系統所分析之酵素包括 SkDH、PGI、PGM、GOT、PRX 及 ACP 等六種，染色效果均佳。

在 SkDH 之染色條帶方面，山藥台農 1 號之成熟葉只具一條帶，且活力甚弱，其 Rf 值爲0.36。70W04（台農 2 號）、70W44、70R16及70W47則具有相同之二條帶，Rf 值分別爲0.45及0.48。Rf 值爲0.45之 SkDH 在70W47及70R16之活力表現甚強。

就 PGI 而言，山藥台農１號之成熟葉具有六條帶，其 Rf 值分別爲0.10、0.12、0.13、0.23、0.30及0.37，只後者之活力表現最強。70W04、70W44、70R16及70W47各具有二條帶，此二條帶在70R16之 Rf 值爲0.37及0.45，以0.37之活力表現較強；在其他三品系之 Rf 值同爲0.35及0.42，Rf 值爲0.35之活力在70W04之表現甚強。

在 PGM 之染色條帶方面，山藥台農１號之成熟葉具有二條帶，其 Rf 值分別爲0.44及0.50，二者之活力皆甚強。70W04、70R16及70W44各具有相同之二條帶，此二條帶之 Rf 值分別爲0.41及0.49，以0.49之活力表現較強；70W47只具 Rf 值爲0.49之條帶，且活力表現甚弱。

在 GOI 之染色條帶方面，山藥台農１號之成熟葉無條帶呈現。70W04、70W47及70R16具有相同之二條帶，此二條帶之 Rf 值分別爲0.47及0.67，以在70R16之活力表現最強。70W44品系只具 Rf 值爲0.47之條帶，其活力表現甚弱。

在 PRX 之染色條帶方面，山藥台農１號之成熟葉呈現三條帶，分別出現在距負極0.8、1.2及1.7cm 處，此三條帶之活力表現均弱。70W04之成熟葉呈現四條帶，分別出現在距負極1.4、1.6、2.0及2.2cm 處，與山藥台農１號差異頗大，此四條帶之活力表現亦弱。其餘三品系具有相同之二條帶，此二條帶分別出現在距負極1.4及2.0cm 處，活力表現均弱。

在 ACP 之染色條帶方面，山藥台農１號、70W04及70W44之成熟葉呈現相同之三條帶，Rf 值分別爲0.53、0.57及0.60，以台農１號之活力表現最弱。70W47及70R16則只具有相同之一條帶，此條帶之 Rf 值爲0.61，惟活力表現均甚強。

表15. 不同山藥品系葉片同功異構酶圖譜條帶 Rf 值之比較

Table 15. Comparison on the Rf of isozyme banding obtained from leaves of yam genotypes

Var. & line	SkDH	PGI	PGM	GOT	PRX	ACP
Tainung 1	0.36	0.10	0.44	—[z]	0.8	0.53
		0.12	0.50		1.2	0.57
		0.13			1.7	0.60
		0.23				
		0.30				
		0.37				
70W04	0.45	0.35	0.41	0.47	1.4	0.53
	0.48	0.42	0.49	0.67	1.6	0.57
					2.0	0.60
					2.2	
70R16	0.45	0.37	0.41	0.47	1.4	0.61
	0.48	0.45	0.49	0.67	2.0	
70W47	0.45	0.35	0.49	0.47	1.4	0.61
	0.48	0.42		0.67	2.0	
70W44	0.45	0.35	0.41	0.47	1.4	0.53
	0.48	0.42	0.49		2.0	0.57
						0.60

[z] not detected.

㈢山藥新品種台農２號之主要農藝性狀調查：

1. 生育日數：自種薯種植至採收需時８－９個月。一般於４月份種植，台農２號及台農１號須於12月份或翌年元月份採收，生育期約８個月或９個月，同屬於晚熟型山藥。
2. 塊莖之性狀、產量與品質：台農２號之塊莖褐皮，肉色雪白，肉質細嫩，粘度高，不易變

色，且產量豐富。依據四次區域試驗之平均結果可知，台農2號塊莖長度爲23.50±3.35cm，寬度爲7.73±1.84cm，厚度爲50.1±15.3mm，長寬比爲3.12±0.51，單株粒數約爲1.95±0.54粒，塊莖重約854±324g，塊莖平均公頃產量爲26.58±11.55公噸，田間採收率爲92.22±11.26%；在平地之平均公頃產量爲33.37公噸，較高海拔及恆春爲11.29公噸。台農2號之塊莖內含粗蛋白質（乾重之13.3%）、粗脂肪（0.75%）、粗纖維（1.5%）、灰分（2.9%）、多量之粘質多醣類及多種礦物元素，營養價值甚高。

3. 用途別：塊莖供鮮食用、加工用及保健利用。

四、山藥新品種台農2號之優缺點

(一)新品種之優點如下：

1. 繁殖容易、高適應性及高穩定度：新品種台農2號可利用較小粒且無販賣價值的塊莖（擔根體），或利用50—80g 之薯塊進行大量繁殖。其植株能適應全省850m 以下之生長環境，在較高海拔及不利地區之表現較對照品種爲佳。新品種在塊莖重、田間採收率及塊莖產量之穩定性表現較台農1號爲優，顯示台農2號爲兼具高產且穩定性甚佳之新品種，值得推介農民採用。
2. 產量高且品質優良：由四次區域試驗之結果可知，新品種台農2號之平均公頃產量達26.58t/ha，最高產量可達44.88t/ha，其產量超出其他對照品系不少，高於臺東品系（70W03）約64%、埔里品系（70R01）約104%及台農1號約8%。在一般營養品質、加工品質以及耐病方面，新品種台農2號之表現皆相當優異。
3. 適合多方面利用之需要：新品種台農2號塊莖除供鮮食用及加工用外，尙可供保健與藥用，用途甚廣。由本所開發之塊莖貯藏技術，利用17±1.5°C涼溫貯藏，可達26週以上，如此更能加大此新品種之利用空間，增加農民之收益。新品種之塊莖原料經過0.5% citric acid +0.5% $NaHSO_3$ 溶液浸漬處理後，可容易保持原來之顏色，不會褐變。此原料經冷凍乾燥法試製之山藥粉產品之品質甚佳，安定性又高，可保存甚久[13]。

(二)新品種之缺點如下：

在缺點方面，炭疽病之危害將可能影響新品種台農2號之產量表現，宜儘速開發防治炭疽病之田間推薦藥劑之種類及用量；此外，紅蜘蛛之危害亦宜及早注意施行防治措施。

五、山藥新品種台農2號之栽培方式及注意事項

(一)了解生長習性：

山藥新品種台農2號要求溫暖氣候，其薯塊於溫度降至12°C時，將因寒害有腐爛現象發生[3]。於每年3－4月間溫度逐漸上升時，種薯開始萌芽，其發芽溫度約爲17—18°C左右。最初由母塊供應養份，隨著蔓葉之生長即自行光合作用，而於6－8月間地上部蔓葉之生長漸達高峰，所蓄積之養份隨即開始轉移，並貯藏於新塊莖（擔根體）內，到9—10月間擔根體之生長甚爲快速。蔓葉生長之適溫約爲25—26°C；薯塊發育之適溫則爲22—23°C，故於11—12月間塊莖之生長將達到最高峰。就山藥整個生長期而言，溫度太高或乾旱太久，將不利其發育成長；就雨量而言，在600mm 至3,000mm 之降雨量地區均可種植山藥，雨量之多少與其全株蔓葉重有正比關係，與塊莖重亦成正比；就日長而言，山藥對日長之感應類似於馬鈴薯，日長超過12小時，將較有利其蔓及葉之生長，短日環境（12小時以下），則對塊莖之形成與生長較爲有利。由於山藥是深根植物，栽培場所之土壤宜疏鬆、深厚且排水良好，一般以砂質壤土較佳，土壤 pH 值則以近中性較宜。此外，山藥忌連作，否則將導致土壤中養分不平衡、病蟲危害及藤苗早枯等現象，此將嚴重影響山藥之品質與產量[8]，所以山藥宜與甘藷、芋頭、麥類、豆類、瓜類及茄科等作物輪栽。

圖 1. 山藥新品系種台農 2 號之蔓葉生長快速旺盛。

Fig. 1. Fast and uigorous growing of leaves and uines of yam Tainung No. 2.

圖 2. 山藥新品系種台農 2 號之塊莖產量甚高而穩定，且品質優異。

Fig. 2. High and stable yielding and good quality of tuber of yam tainung No. 2.

㈡準備種薯：

山藥新品種台農2號須採用50—80g 左右的薯塊進行無性繁殖。由薯形良好且無病蟲害之擔根體切取種薯時，每切塊須帶有皮層，才能發芽，切面且須塗上草木灰，以促進切面木栓化，及防範病菌感染而致腐爛，切片後之種薯經日晒數小時，更可減少腐爛現象。選用較小且無販賣價值的小擔根體進行繁殖亦可。

㈢整地作畦及種植：

山藥田的整地作畦方式和甘藷相似，爲期擔根體充分發育起見，土壤宜深耕、細碎並作高畦，栽培區之灌排水系統應求完善。由於山藥新品種台農2號初期生長快速，蔓葉擴張迅速，所以行距宜稍加寬，一般以100～120cm 較宜，株距則爲30cm。作畦後先於畦中間開一深溝，施下基肥後稍加覆土，種植時按株距於畦頂掘穴栽種，每穴放一薯塊，皮層面向上，種後覆土約3～5cm，並適量澆或灌水。

種植方式分爲一般及塑膠穴管（天溝）[12]兩種。天溝爲半圓形，長50cm，半周長20cm，上方綁繩，使開口約3cm 寬，管兩側距前端約20cm 處各打洞6個，洞徑1.2cm，洞距5cm，其內先裝填牛糞：砂：田土＝1：1：1或牛糞：蔗渣＝1：2之混合介質，再於前端種植薯塊。在塊莖公頃產量方面，以一般栽培方式者較高，惟就薯形之整齊程度、薯皮之光滑、田間採收之省工以及採收破損率而言，穴管栽培之台農2號都佔優勢，其產量可達27.6t/ha，亦達高產標準，且採收破損率爲0％，遠非一般方式之35％以上所可比擬，深具參考利用價值。

新品種台農2號於本省海拔850m 以下地區均可栽培，以平地之產量較高而穩定，種植時建議利用塑膠穴管法。

㈣中耕除草及施肥培土：

山藥新品種台農2號之蔓葉於最初二個月內生長迅速，在蔓葉尙未舖地前應進行中耕除草及施肥培土。山藥宜多施緩效性有機肥料如堆廄肥、牛糞或雞糞[2]，其用量每0.1ha 各約爲500、500或250kg，另可加施化學肥料，化學肥料可依每公頃 N：P：K＝90：60：90～120kg，即硫酸銨450kg，過磷酸鈣330kg 及氯化鉀150～200kg 施用；有機肥料、1/3量硫酸銨及全量之過磷酸鈣及氯化鉀可一次當基肥施用，第一次及第二次硫酸銨之追肥，施於山藥發芽後1及3個月，之後隨即培土及灌水。此外，以支架栽培時，可增加日光照射面積、促進蔓葉之光合作用、減少病蟲害發生及增加塊莖產量，只是較爲費工、增加生產成本以及較易受風災影響。

㈤病蟲害防治：

山藥新品種台農2號很少發生病蟲害，惟仍難免會受炭疽病原菌 *C. gloesporioides* 之侵害而引發炭疽病，此病可延及葉蔓以至全株，至今尙無針對山藥炭疽病之推薦藥劑。蟲害中以蚜蟲、甲蟲、蟻象、夜盜蟲、螻蛄、茶蛾及葉蟎等爲主，一般而言並不構成大害。葉蟎的防治可採用化學防治或生物防治，化學防治可施用殺蟎劑。

㈥收穫與貯藏：

於11月起進入低溫乾燥期，山藥新品種台農2號之地上部蔓葉逐漸枯黃掉落，此時期擔根體之肥大充實將近完成；12月到翌年1月間蔓葉完全枯萎，擔根體進入休眠狀態，即可隨時採收。採收前可灌水一次，待土壤半乾半濕時收穫將較爲省力，採收時可沿行距用牛犁或機犁開深度約30～50cm 的溝，再用鋤頭鬆土掘出。採收後可依薯形大小分別利用或貯藏，貯藏時宜置於陰涼通風乾燥處以防腐壞，貯放地點之溫度不宜低於16°C，且相對濕度不宜太高，相對濕度高於60％時，塊莖即易發芽。

(七)加工調製與利用：

將採收之台農 2 號塊莖洗淨泥沙，削皮後即可鮮食或供烹調食用；於切片或切角後烘乾、或磨成粉[13,17]，可供製成各種加工產品。山藥供作食品用時，由於栽培時病蟲害甚少，噴藥率低，本身即爲一種健康清潔食物，惟因其肉質細膩鬆軟，口感味道較淡，若能與其他佐料或食物配合，即可形成許多營養豐富之極佳食品；供作加工時，可試製山藥雪花片或山藥粉[13]。

討 論

D. alata L. 爲重要的國際性農園藝作物及根莖作物，山藥新品種台農 2 號與台農 1 號同屬於 *D. alata* 之優良栽培品種，新品種來自南投，而台農 1 號引自國外之 Trinidad[17,18,20]，兩者之生育期同爲 8～9 個月，均極適合在本省栽培生產。

相較於台農 1 號，台農 2 號更能適應全省850m 以下之生長環境及恆春之強風試區（表 8），繁殖容易，發芽率較高且發芽速率較快[19]，栽培簡單，病害較少（表12），產量更高且較穩定（表11）。台農 2 號塊莖內的營養成分極爲豐富，含有較台農 1 號豐富的蛋白質及粘質多醣類，以及 Mg 與 Fe 等礦物元素，台農 2 號在保健用、鮮食用及加工方面之利用價值極具潛力[13,19]。

台農 1 號之種植方式爲極似甘藷[18,22]之一般方式；而台農 2 號之種植方式則分爲一般及塑膠穴管（天溝）兩種。半圓形天溝內介質之種類對栽培山藥之產量影響頗大，以本試驗之結果論之，兩種混合介質，牛糞：砂：田土＝1：1：1 及牛糞：蔗渣＝1：2，以後者對塊莖產量之效果較佳。在塊莖公頃產量方面，雖以一般栽培方式者較高，約高出15%，惟就薯形之整齊程度、薯皮之光滑、田間採收之省工以及採收破損率而言，穴管栽培之台農 2 號都佔優勢，其產量可達27.6t/ha，亦達高產標準，且採收破損率爲 0 %，遠非一般方式之35%以上所可比擬，深具參考利用價值。新品種台農 2 號於本省海拔850m 以下地區均可栽培，種植時建議利用塑膠穴管法，採一般方式亦可。

穴管栽培所增加之成本爲塑管之材料費、排塑管工資、介質費如蔗渣等及鏟機費等，約佔生產成本之28.9%，惟此處穴管之利用年限僅估 3 年，一般應爲 6～10年，且利用穴管栽培另可節省採收費不少，此外，穴管塊莖整齊平直、薯皮光滑及破損率爲 0 %（一般方式則爲35%），利用穴管栽培所增加之實際成本應可降低。

台農 2 號經宿根再栽培一年，第二年期之單株塊莖收量及塊莖公頃產量以第20個月者最高，依次各爲1,084g 及35.77t/ha，惟若與第 8 個月之採收結果，980g 及32.34t/ha，相較，其間之差異似乎不大[19]，故就台農 2 號而言，若於每年四月種植，於當年即可採收。在肥料施用種類方面，以牛糞肥栽培台農 2 號之公頃產量，高達40t/ha，其次爲甘雨特（雞糞）肥區之33.6t/ha，以施用牛糞肥之成本較低且效果較佳[2]。此外，台農 2 號利用塑膠布覆蓋對產量之增進似有助益，約高出不覆蓋區14.0%[2]。山藥新品種台農 2 號與台農 1 號之種植期皆以 4 月較宜，栽培行株距同以100×30cm 較爲適當。

台農 2 號塊莖之皮重比率爲10.5%，塊莖肉部比重達89.5%，相較於山藥台農 1 號之塊莖，台農 2 號之皮較薄，肉較厚。在塊莖乾肉一般成分之比較方面，台農 2 號塊莖肉質部分之蛋白質含量爲13.3%，較高於台農 1 號之12.3%；台農 2 號之脂肪含量爲0.75%，與山藥台農 1 號之0.73%相當，同爲低脂食品；在粗纖維及灰分含量方面，台農 2 號與山藥台農 1 號間無顯著差異；兩者之無氮抽出物（NFE）含量皆甚高，惟差異不顯著；在塊莖乾肉礦物元素含量方面，台農 2 號及台農 1 號同含不少量之 P、K 及 Ca，台農 2 號之 Mg 含量略高於台農 1 號[19]。一般山藥在 Fe、Mn、Cu 及 Zn 四種微量元素之含量甚低，山藥台農 1 號爲含 Mn 及 Zn 略高之山藥品種，惟其含量亦不高[19]。

山藥之塊莖在削皮後10分內往往呈現明顯顏色褐變，台農 2 號與台農 1 號則於30分內未見顏色褐

變現象[19]。台農2號及台農1號之塊莖利用0.5% citric acid＋0.5% $NaHSO_3$ 溶液浸漬處理後，更容易保存原來之顏色。浸漬處理後之原料，經冷凍乾燥法製成之山藥粉製品之品質極佳，產品經1年貯藏後，顏色穩定，且水份含量皆在10%以下，品質之安定性甚高[13]。

山藥塊莖肉質部分特具粘質多醣類（viscous polysaccharides）成分，此成分主要含碳水化合物（carbohydrates）、還原糖（如 mannose、arabinose、glucose、galactose 及少量之 xylose 與 rhamnose）以及2%左右之蛋白質。粘質多醣類含量之多少，以及其內含分子間之相互作用，均可影響其粘度大小。台農2號之粘度值甚高，且高於台農1號[19]，可見其粘質多醣類之含量似乎不低。

山藥之主要病害有炭疽病、莖枯病、疫病、雲紋病[14]等，其中以炭疽病爲本省山藥生產上最常見且最嚴重的病害種類；於炭疽病發病初期或蔓葉生長旺盛時，可施用鋅乃浦可濕性粉劑400倍、免賴得（億力）1,000倍或40%腐絕可濕粉劑1,000倍稀釋液防治，每7～10天一次，連續3～4次；莖枯病一般經由水傳播病原，長期下雨後易發病，其病徵爲由蔓基部呈黑褐色環狀病斑，嚴重時會破壞輸導組織，全株枯死；發病初期可用40%腐絕可濕粉劑1,000倍防治，每7～10天一次，連續3～4次；雲紋病之病徵爲葉片上呈雲白色病斑，防治方法同莖枯病。蟲害中以盲椿、蚜蟲、甲蟲、夜盜蟲、螻蛄、天蛾幼蟲、毒蛾幼蟲及紅蜘蛛爲主。蔓葉害蟲可噴施24%納乃得（萬靈）可濕性粉劑2,000倍或25.3%美文松乳劑500倍稀釋液防治；紅蜘蛛可噴施18.5%大克蟎可濕性粉劑500倍防治；地下害蟲可施用好年冬（加保利粒劑）每公頃60kg，或10%芬滅松粒劑每公頃15kg 來防治；盲椿可用50%加保利可濕粉劑500倍防治。炭疽病爲台農1號與2號最常見且最嚴重的病害，但與台農1號比較，台農2號仍較耐病（表12）。蟲害中以紅蜘蛛之危害較嚴重，但一般而言並不構成大害。

山藥在歷代本草中都被視爲補虛佳品[9,11]，『神農本草經』等本草典籍謂其性平、涼潤、味甘而無毒，能健脾胃、補肺腎及收澀固精，主治泄瀉久痢、消渴、虛勞、咳嗽、遺精、帶下及小便頻仍等，另具袪痰功效，民間用爲滋養強壯藥[5,7]，古代名方如六味丸、八味丸、參苓白朮散、無比山藥丸、大山蕷丸以及坊間之四神湯中即有山藥。清末民初的張錫純對山藥的效用更是讚賞有加：「山藥之性，能滋陰又能補氣，能滑潤又能收澀，是以能補肺補腎，兼補脾胃，在滋補藥中誠爲無上之品」。他在『醫學衷中參西錄』一書中指出，用山藥組配的方劑竟達47個之多。由現代研究報告發現，山藥含蛋白質、糖、胺基酸、鈣、磷、鐵、維生素C等多種生命活動中的重要物質，這也是山藥作爲益壽佳品的物質基礎[11]。山藥所含的皀苷（diosgenin），是激素的原料之一，此說明山藥有補腎澀精之說具有一定的科學根據。惟由本所初步分析結果知，台農2號與台農1號之塊莖中並未含 diosgenin 之皀苷成分。由臨床實驗證實，山藥確有增進食慾、改善人體的消化功能及增強體質等多種功能；近來還發現山藥和黃耆、黨參、首烏、巴戟天、靈芝、人參等生藥相似，有誘生干擾素的作用[11]。

山藥新品種台農2號極適合在本省栽培。於採收後，將塊莖洗淨泥沙及削皮，即可鮮食或烹調食用；於切片或切角後烘乾或磨成粉，可供製成各種加工產品，如山藥片、山藥粉或山藥薯條等。山藥供作鮮食用時，由於栽培時病蟲害甚少，噴藥率低，本身即爲一種健康清潔食物。惟因其肉質細膩鬆軟，口感味道較淡，若能與其他佐料或食物配合，則可製成各式精美且營養豐富之極佳鮮食或烹調食品。新品種台農2號之塊莖肉色雪白，肉質細嫩，粘度高，且不易變色，極適合烹調成各式精美之山藥食譜[1]，如山藥枸杞甜湯、山藥鮮汁、山藥排骨湯、山藥生菜杞子茸、山藥沙拉、山藥春捲、山藥濃湯、山藥枸杞包、山藥何首烏炒飯、炸山藥片、山藥丸、淮山牛奶、拔絲山藥、四神湯及山藥辣味雞丁等。

由於新品種台農2號具有多項優良特性，預期可獲農民接受，在本省各地將可部分取代現有栽培品種，使農民對品種選擇更具多樣性。新品種台農2號之申請命名已獲通過，本所將加速繁殖種薯，

舉辦栽培示範及觀摩會，供農民栽培生產之參考。

誌　謝

本研究承蒙行政院農業委員會以及行政院衛生署補助部分經費，於試驗進行期間承蒙嘉義農業試驗分所賴永昌、廖嘉信兩位先生，桃園區農業改良場龔財立、姜金龍兩位先生，花蓮區農業改良場黃鵬博士，臺糖埔里副產場蔡榮輝先生，國立屏東技術學院許博文副教授、葉大振講師，國立嘉義農專曾慶瀛、余哲仁兩位教授，以及本所呂秀英博士與陳盛彰先生等之協助，謹致由衷之謝意。

引用文獻

1. 山藥促銷與編輯小組。1993。山藥之利用與栽培。臺灣省農業試驗所及花蓮區農業改良場編印。臺中縣及花蓮縣。
2. 王昭月、賴永昌、譚增偉、劉新裕。1992。山藥之生產促進及省工栽培研究。中華農業研究 41：43—52。
3. 王昭月、劉新裕。1992。不同山藥（*Dioscorea alata* L.）品系塊莖之貯藏研究。中華農業研究 41：159—168。
4. 王昭月、劉新裕、宋麗梅、高介志。1993。山藥不同品系間之變異性研究。中華農業研究 42：280—291。
5. 行政院衛生署中藥典範編輯委員會。1985。山藥。中華民國中藥典範第一輯。577—579及660—664頁。臺北。
6. 那琦、甘偉松、楊榮季。1978。臺灣產藥材之生藥學研究（IV）臺灣產零餘子之生藥學研究。中國醫藥學院研究年報 9：330—375。
7. 林俊清。1986。山藥。新編生藥學（第 I 集）。116—123頁。高雄醫學院出版。高雄市。
8. 張進益。1988。山藥。經濟植物集。44—49頁。豐年社出版。臺北。
9. 張賢哲、那琦、甘偉松、張永勳、劉新裕、劉邦基、張有明。1995。臺灣產田薯之新品種。臺灣地區藥用植物資源之開發與利用學術研討會專刊。臺灣省農業試驗所特刊第48號。臺中市。
10. 許博文、葉大振、廖秋榮、劉新裕、顏秀峰。1995。恆春農場山藥之栽培改良。臺灣地區藥用植物資源之開發與利用學術研討會專刊。臺灣省農業試驗所特刊第48號。臺中。
11. 陸欽堯、黎明。1994。山藥。抗衰老的中草藥。度假出版社有限公司。臺北。
12. 彭德昌。1988。利用塑膠管栽培長形山藥。豐年社出版。豐年 38：49—52。
13. 曾慶瀛、余哲仁、劉新裕。1993。粉末山藥之製備及其貯藏期間品質變化之研究。中華生質能源學會會誌 13：92—101。
14. 葉俊巖。1995。山藥之主要病害。桃園區農業專訊 11：17—19。
15. 楊恭毅、陳運造。1984。楊氏園藝植物大名典。*Dioscorea* L. 薯蕷屬。3274—3283頁。楊青造園企業有限公司。中國花卉雜誌社。臺北。
16. 劉棠瑞、黃增泉。1978。Flora of Taiwan（V）。*Dioscoreaceae* 薯蕷科。100—109頁。現代關係出版社。臺北。
17. 劉新裕。1989。千里達山藥之生產能力與品質分析研究。中華農業研究 38：312—325。
18. 劉新裕、王昭月、徐原田、段中漢。1992。山藥台農 1 號之育成。中華農業研究 41：140—158。
19. 劉新裕、王昭月、宋麗梅、高介志。1993。山藥優良品系70W04之選育、栽培與品質研究。中華農業研究 42：265—279。
20. 劉新裕、王昭月、宋麗梅、徐原田。1994。重要藥用植物山藥之生產與品質研究。中醫藥雜誌 5：167—183。
21. 劉新裕、王昭月、徐原田、宋麗梅。1995。本省山藥之研究。中醫藥雜誌 6：111—126。
22. 龔財立、姜金龍、劉新裕、黃鵬。1994。特用植物類：山藥。臺灣農家要覽。農作篇(一)。175—182頁。
23. Akoroda, M. O.1983. Floral biology in relation to hand pollination of white yam（*Dioscorea rotundata*). Euphytica 32：831—838.
24. Bradbury, J. H. and W. D. Holloway. 1988. Chemistry of Tropical Root Crops. pp.27—98. Australian Centre for International Agricultural Research. Canberra.

25. Chandra, S. 1984. Tropical Root Crop Statistics : A World Perspective. pp.41—46. In : Proceeding of the Sixth Symposium of the International Society for Tropical Root Crops. International Potato Center. Lima. Peru.
26. Chang, T. T.1992. Availability of Plant Germplasm for Use in Crop Improvement. pp.17—35. In : Plant Breeding in the 1990s. Stalker, H. T. and J. P. Murphy (eds.) . C.A.B. International, Qxon.
27. Food & Agriculture Organization.1993. Yams. FAO Quarterly Bulletin of Statistics 6 : 96.
28. Martin, F. W.1976. Tropical Yams and Their Potential Series. Part 1 : *Dioscorea esculenta* ; Part 2 : *D. bulbifera* ; Part 3 : *D. alata* ; Part 4 : *D. rotundata* and *D. cayenensis*. In : Agriculture Handbook No. 457,466,495, and 502. Martin F. W. (ed.) . United States Department of Agriculture, Washington, D. C., USA.
29. Onwueme, I. C.1978. Origin, classification, and growth cycle of the yam plant.The Tropical Tuber Crops. Pitman Press, New York. pp : 3—16.
30. Tindall, H. D. 1983. Dioscoreaceae. Vegetable in the Tropics. pp.201—224. Macmillan Press, London.
31. Yamaguchi, M. 1983. Yam. pp. 139—147. In : World Vegetables : Principles, Production, and Nutrition Values. Yamaguchi, M. (ed.) . AVI Publishing Company, Westport, CT., USA.

The Development of Yam New Variety Tainung No. 2[1]

Sin-Yie Liu[2], Jan-Yueh Wang[3], Yuan-Tyan Shyu[2], Min-Fu Hu[2], Hong-Ren Yang[4] and Chyi-Chen Ho[5]

Summary

The new yam variety, Tainung No. 2, was originated from Nantou, Taiwan, and was introduced to TARI in 1981. After a series of selection and adaptive comparations including acclimatization, observation, and preliminary, advanced, and regional yield trials, Tainung No. 2 was proved and recommended to be a better yam variety than Tainung No. 1 and other native and introduced yam limes. It has been released for commercial production in 1996.

Experimental results from the four regional yield trials showed that Tainung No. 2 had a wide adaptability and high and stable yield potential. It could be planted from lowland to upland with about 850 m altitude and even at some unsuitable regions like windy Hentsun area.

The mean tuber yield of Tainung No. 2 was 26.58t/ha and could reach 44.88t/ha at some lowland regions. This mean tuber yield was 64%, 104%, and 8% higher than the yield of Taitung local line (70W03) , Puli local line (70R01) , and Tainung No. 1, respectively. Tainung No. 2 possessed a lot of superior characteristics such as high nutrition value in the flesh, high viscosity, and more resistant against anthracnose etc. Therefore, Tainung No. 2 was expected to be accepted by the farmer and could replace part roles of Tainung No. 1, and *Dioscorea pseudojaponica*, both were the two popular yam varieties currently cultivated in Taiwan. Based on the high quality of Tainung No. 2, it is recommended for table use, processing use, and medicinal purposes.

Key words : Yam (*Dioscorea alata* L.) , Breeding, Yield, Quality and Stability.

1. Contribution No.1860 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Respectively Senior Agronomist, Research Assistant and Research Assistant, respectively, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.
3. Research Assistant, Office of Plant Germplasm, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.
4. Research Assistant, Department of Plant Pathology, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.
5. Senior Entomologist, Department of Applied Zoology, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）45(3)：285～296（1996）

茄子葉蟎化學防治改進[1]

何琦琛　陳文華[2]

摘要：自彰化、雲林及屏東等縣的不同茄園中採集二點葉蟎（*Tetranychus urticae* Koch）及神澤氏葉蟎（*T. kanzawai* Kishida），攜回養蟲室飼育後，測試12種殺蟎劑對雌成蟎的毒性。其中 50% formetanate S. P.、68.1% propargite E. C. 及 35% Venthene W. P. 對各地茄園葉蟎均可防治，但屏東地區已有茄園葉蟎對前者的推廣濃度不敏感，後二種藥劑推廣濃度也對部分地區茄園葉蟎（主要是二點葉蟎）已無抑制力。25% bromopropylate E. C. 及 25.5% Nissol E. C. 雖對大多數受測茄園的葉蟎尚具防治功效，但對許多茄園的二點葉蟎效果可慮。46.5% ethion E. C.、 2.8% cyhalothrin E. C. 及 50% fenbutatin-oxide W. P. 對神澤氏葉蟎尚具防治效果，唯在屏東地區防治效果堪虞。20% pyridaben E. C. 爲1993年方登記推廣於臺灣的殺蟎劑，亦已對茄園葉蟎缺乏防治功效。Formetanate 的推廣濃度對溫氏捕植蟎（*Amblyseius womerselyi* Schicha）雌成蟎毒性高，死亡率100%；但對小癭蚊（*Feltiella minuta* Felt.）的毒性不很高，蛹及第 3 齡幼蟲的死亡率均未超過30%。Propargite 的推廣濃度殺死約10%的小癭蚊及1.4%的溫氏捕植蟎。Venthene 對兩種天敵的致死率都在20%左右。田間間隔7、14、21、28天施用 Venthene 防治葉蟎，間隔 7 天施藥區葉蟎發生較其它處理區爲少。間隔7、10、14天施用 Venthene 防治葉蟎，雖然統計上多不顯著，間隔14天施藥區的茄果在數量或長度上低於間隔 7 或10天施藥區者。綜合以上結果，乃將防治葉蟎施藥間隔暫選爲10天。

關鍵詞：茄子、葉蟎、化學防治。

茄子爲臺灣的重要蔬菜，栽培面積一千餘公頃，產地主要分布在彰化、雲林、高雄、屏東等縣。茄株栽植一個多月即開花，到約二個月時即可採收，每星期可採 2 ～ 3 次，生產期可長達 4 、 5 個月。此時期常發生葉蟎爲害，影響茄果品質及產量[1]。最常發生的葉蟎包含神澤氏葉蟎（*Tetranychus kanzawai* Kishida）、二點葉蟎（*T. urticae* Koch）及赤葉蟎（*T. cinnabarinus* Boisduval）等三種[2]，主要分布在中、老葉上爲害[3]。農民爲防治葉蟎，不得不在採收期中定期施用殺蟎劑，因而引發對茄果上農藥殘留量的顧慮。而頻繁地施用藥劑後，葉蟎亦可能產生耐藥性，使得防治效果不彰。推廣在茄園防治葉蟎的殺蟎種類不多，而防治葉蟎需有不同類型的多樣藥劑輪流施用，才不易產生耐藥性問題。爲了尋求更多的殺蟎劑供茄農選用，並設法減少茄園防治葉蟎施藥頻率，因而進行了藥劑篩選及施藥間隔期長之測試，發表其結果供用藥參考。

材料與方法

一、藥劑篩選

1. 臺灣省農業試驗所研究報告第1861號。
2. 本所應用動物系研究員、助理。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

1993～1994兩年間自各地茄園採取葉蟎，攜回實驗室後，挑取雌成蟎依 Lee et al.[6] 之法以青皮豆苗飼育。而後將吳子淦[5]之方法略爲修改，在直徑約 4.5cm 之培養皿中，以飽吸水分之棉花代替洋菜膠，以青皮豆代替十石大豆。每葉片挑入葉蟎雌成蟎20隻，以 Burkard Spray Tower 噴洒 1ml 之溶於水之推廣濃度殺蟎劑藥液，觀察記錄72小時後之死亡率；四重覆。

二、田間施藥間隔測試

1993年及1994年分別在農業試驗所農場種植約一分地之茄子，於發生葉蟎後開始施用前項工作所篩選出之殺蟎劑，測試如欲防治葉蟎是否需要每星期施藥。1993年測試間隔1、2、3及 4 星期施用 68.1% Omite-6E.E.C. 藥一次之防治效果，以不施藥爲對照。每處理 6 畦，每畦20株，自 4 月底開始施藥。每星期在各處理區分別取樣30片茄葉，調查試驗茄園中葉蟎及其天敵之族群消長。

1994年將施藥間隔縮短，於發生葉蟎後自 8 月26日起依7、10及14天之間隔噴施 35% Venthene W. P. 來防治葉蟎。每小區 4 畦，每畦12～13株。一個月後每星期二次調查茄果產量，各小區在中央二行選取中間之16株，依果形分爲Ａ：直形、Ｂ：彎曲及Ｃ：有疤痕三品級，另再依長度分爲Ⅰ：35～40cm、Ⅱ：30～34cm 及Ⅲ：20～29cm 三級，記錄各茄果之長度及重量。並於 9 月28日、10月12日及26日於各小區逢機採取20片中葉測量葉面積（老葉在管理茄園時多已摘除），試驗期間亦於各小區每星期取樣20片茄葉調查葉蟎密度。所得數據利用 SAS 進行統計分析。

結果與討論

一、藥劑篩選

自彰化、雲林及屏東縣採回進行藥劑測試之葉蟎包含神澤氏葉蟎（*Tetranychus kanzawai* Kishida）及二點葉蟎（*T. urticae* Koch）兩種，前後測試11種殺蟎劑對它們之毒性（表1）。此二葉蟎之發育期均僅約 7 天，即每月約可繁殖 4 代。爲防其對藥劑感受性在累代飼育後產生差異，致影響結果，有關測試均以在採回後2～3個月內進行爲原則，超過此期間即停止測試。受族群起始蟎數之影

表 1.　11種殺蟎劑推廣濃度於室內測試中對採自10不同茄園葉蟎之毒效

Table 1. Laboratory toxicity of 11acaricides at the recommended concentration spider mites collected from 10 eggplant fields.

Chemicals		Mortality (%)									
		Chunghua						Yunlin		Pintung	
		Hsizou A TK[z]	Ersui A TK	Hsizou B TU	Tienwei TU	Ersui B TU	Ersui C TU	Doulin TU	Linnei TK	Pintung TK	Chiuzu TK
46.5% Eethion E. C.	800x	100.0	100.0	4.6	27.2	38.7	13.5	32.1	100.0	17.8	1.2
2.8% Chyalothrin E. C.	1000x	100.0	98.3	25.0	25.7	18.4	1.1	28.0	…	10.9	2.5
2.8% Biphenthrin E. C.	1000x	…	100.0	…	…	15.9	5.6	50.0	…	31.2	37.6
20% Benzomate E. C.	1500x	6.7	28.8	…	10.3	10.2	0.0	10.9	47.7	11.4	1.2
50% Formetanate S. P.	1000x	100.0	…	…	…	100.0	100.0	78.3	100.0	62.0	27.6
30% Dinobuton E. C.	1200x	…	…	89.1	…	100.0	97.3	100.0	100.0	…	…
25.5% Nissol E. C.	400x	100.0	100.0		5.8	77.0	25.5	70.9	100.0	100.0	88.3
68.1% Propargite E. C.	1600x	100.0	100.0	36.6	53.4	92.9	82.4	68.8	100.0	100.0	71.0
25% Bromopropylate E. C.	500x	…	…	0.8	4.0	35.1	5.9	37.6	…	100.0	55.8
50% Fenbutatin-oxide W. P.	1500x	…	…	…	…	41.4	23.1	22.9	…	48.8	54.5
35% Venthene W. P.	500x	…	…	86.6	34.5	84.7	63.7	93.9	100	100.0	42.2

[z]TK：*T. kanzawai*；TU：*T. urticae*

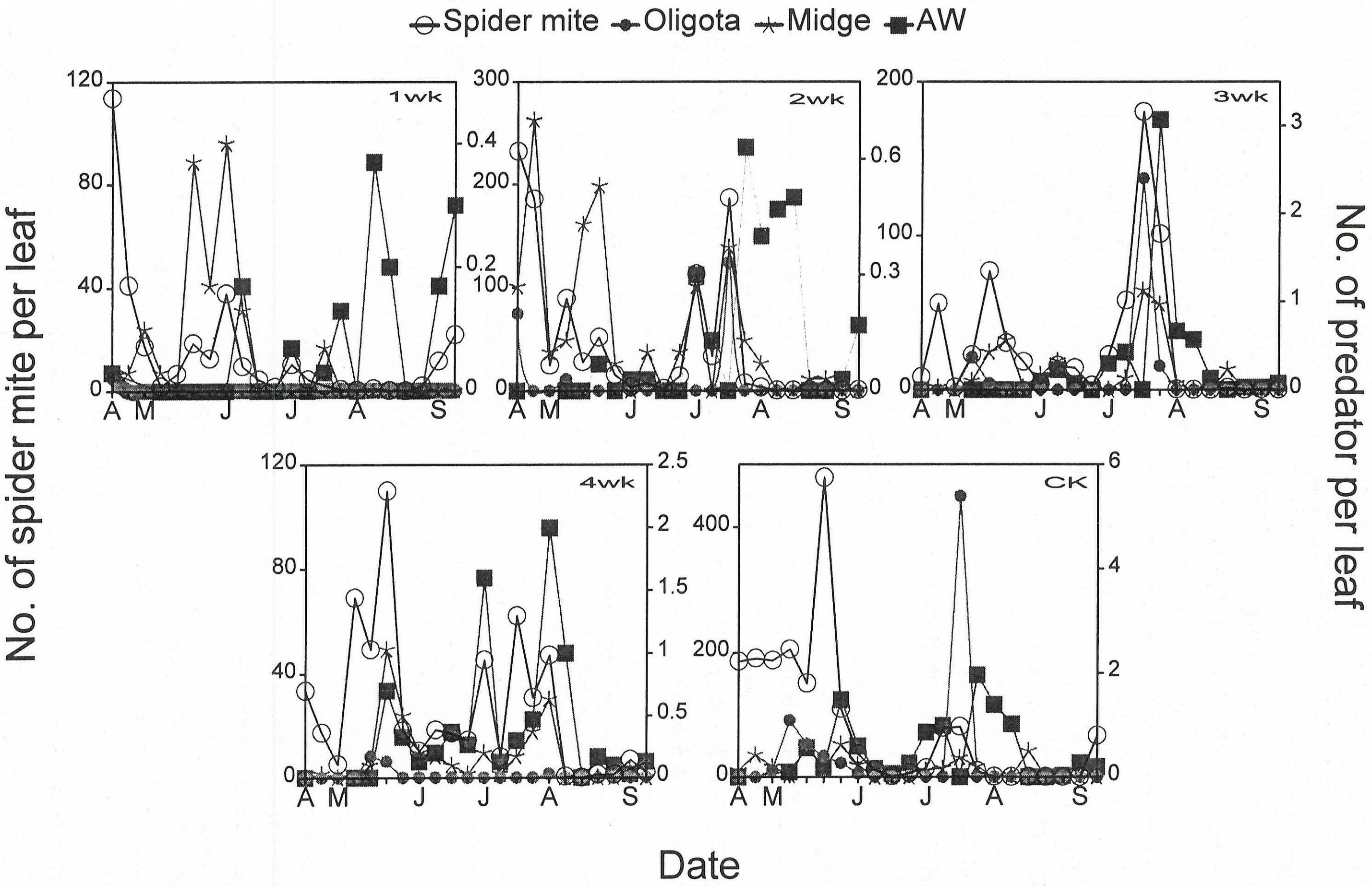

圖 1. 間隔1、2、3、4星期施用 35% Venthene W. P. 時茄園之葉蟎及天敵族群消長

Fig. 1. Population fluctuation of spider mite and its predators in eggplant while applied 35% Venthene W. P. at a 1, 2, 3 or 4 weeks' interval. Oligota: *Oligota flovicornis*, Midge: *Feltiella minuta*, AW: *Amblyseius womersleyi*.

響（施藥較頻繁之經濟植物上往往蟎數甚低），也因爲部分殺蟎劑爲稍後才加入測試，因而部分茄園之葉蟎未能測完全部之11種藥劑。

測試之藥劑包含有機磷劑、合成除蟲菊劑、有機氯劑、含氮化合物、有機氟素劑、有機硫磺劑、有機溴劑、有機錫劑及混合劑，整體而言，以含氮化合物類之毒較穩定（僅在屏東縣較差）。其餘殺蟎劑若有效時，常僅對神澤氏葉蟎有效，對二點葉蟎效果？然而因限於時間、人力及可供選擇種類數，各類藥劑僅選測1～2種，不足以做成論斷。另外，因測試之目的僅爲尋找有效之殺蟎劑，及了解是否在各地有所不同，並未進行 LC_{50} 測試，是以亦不擬自本結果侈論抗藥性之強弱情形。

在防治二點葉蟎之效果上，50% formetanate S.P. 除對採自斗六茄園之二點葉蟎致死率稍不理想外，對其餘地區之葉蟎均有極佳之毒效。30% dinobuton E.C. 表現出穩定之殺蟎效果，可惜因其代謝產物有引致畸形胎兒之虞，使用受到限制。68.1% propargite E.C. 及 35% Venthene W.P〉 對約一半茄園之二點葉蟎造成80%以上之致死率。而 25% Nissol E.C. 對部分地區茄園葉蟎能造成70%前後之致死率，稍欠理想。46.5% ethion E.C.、20% benzomate E.C.、25% bromopropylate E.C.、50% fenbutatin-oxide W.P. 和推廣於茄園使用之 2.5% cyhalothrin E.C. 及 25%biphenthrin E.C. 可說是已缺乏防治效果。

防治神澤氏葉蟎之有效藥劑則較多，上述之 dinobuton、Nissol、propargite、均有很好的殺蟎效果，僅 propargite 對屏東縣九如茄園葉蟎之71%致死率稍嫌不足。Ethion、cyhalothrin、biphenthrin、formetanate、bromopropylate 及 Venthene 均各對部分受測茄園之神澤氏葉蟎殺蟎效果極佳，另在部分茄園殺蟎力甚差。Benzomate 及 fenbutation-oxide 仍然效果不良，爲參試殺蟎劑中毒效最差者。

農民施藥時，所施劑量常較推薦用量爲重，是以亦測試各殺蟎劑推廣濃度 4 倍劑量濃度之毒性，列於表2。提高劑量後，formetanate, dinobuton, propargite, Venthene 都相當穩定地對大多數受測茄園蟎表現出良好之殺葉蟎效果。bromopropylate 除對彰化田尾茄園二點葉蟎毒效不佳外，對其餘受測茄園葉蟎均有良好之毒殺效果。Nissol 除對彰化溪州及田尾二茄園之二點葉蟎無效外，其餘均有效。而 ethion、fenbutatin-oxide 僅對一受測茄園的二點葉蟎有80%之致死率，對其餘茄園的二點葉蟎無效。對神澤氏葉蟎而言，fenbutatin-oxide 有效，ethion 則在彰化及雲林之茄園有效，但對屏東茄園葉蟎之效果較差。cyhalothrin 對二點葉蟎無效，對大多數神澤氏葉蟎尙有效。biphenthrin 及 benzomate 均僅對一受測茄園之神澤氏葉蟎有效。是以目前這些殺蟎劑仍能各自在某些地區之茄園對葉蟎族群達成相當程度之抑制。然而，自整體而論，茄園葉蟎對許多殺蟎劑已表現出不同程度之耐藥性。提高劑量雖可使部分原不盡理想之殺蟎劑亦具有抑制葉蟎族群之效果，然必定無法持久，積極開發新藥劑或改善現行之施藥方法乃成爲當務之急。

爲尋找新藥劑，1993年乃改測試近年來新註册之2% pyridaben E.C. 及50% diafenthiuron W.P. 對茄園葉蟎之毒性(表3)。此二殺蟎劑之推廣濃度對採自彰化縣二水鄉、永靖鄉及田中鎭四個茄園之葉蟎已無防治效果。提高濃度至四倍劑量後，doafenthiuron 對採自二水鄉溪底之葉蟎產生90%之死亡率，對其它三茄園葉蟎之毒效仍然不佳。Pyridaben 雖殺死77.8%採自田中鎭茄園之葉蟎，對其它三茄園葉蟎之毒效則不佳。另外 dienchlor 則對所測試 4 茄園的葉蟎都給予中等的毒效，不夠理想（表4）。

綜合以上結果，前述測試篩選出之茄園用殺葉蟎劑如下：formetanate、propargite、Venthene 對各地茄園葉蟎均可防治，但屏東地區茄園葉蟎對前者正產生耐藥性中，已有茄園葉蟎濃度不敏感；而部分地區茄園葉蟎（主要是二點葉蟎）也對後二種藥劑產生耐藥性中，其推廣濃度對這些茄園葉蟎已無抑制力。bromopropylate 及 Nissol 對大多數茄園之葉蟎亦具防治功效，然而二者均對許多茄園之二點葉蟎逐漸喪失效果中。ethion、cyhalothrin 及 fenbutatin-oxide 對神澤氏葉蟎具

表 2. 11種殺蟎劑推廣濃度之四倍劑量於室內測試中對採自10不同茄園葉蟎之毒效

Table 2. Laboratory toxicity of 11 acaricides at the dose of four times of the recommended concentration on spider mites that collected from 10 eggplant fields.

Chemicals		Mortality (%)									
		Chunghua						Yunlin		Pintung	
		Hsizou A TK[z]	Ersui A TK	Hsizou B TU	Tienwei TU	Ersui B TU	Ersui C TU	Doulin TU	Linnei TK	Pintung TK	Chiuzu TK
46.5% Eethion E. C.	200x	100.0	100.0	…	65.4	54.8	46.0	86.6	100.0	73.1	24.0
2.8% Chyalothrin E. C.	250x	100.0	100.0	43.3	51.6	36.5	4.0	60.4	…	85.3	11.6
2.8% Biphenthrin E. C.	250x	…	100.0	…	…	33.0	18.1	81.2	…	54.3	37.6
20% Benzomate E. C.	375x	35.5	64.3	…	21.8	7.0	13.3	9.4	85.4	71.1	2.5
50% Formetanate S. P.	250x	100.0	…	…	…	100.0	100.0	90.6	100.0	97.3	82.7
30% Dinobuton E. C.	300x	…	…	100.0	…	100.0	100.0	100.0	100.0	…	…
25.5% Nissol E. C.	100x	100.0	100.0	10.0	15.3	94.6	82.5	94.3	100.0	100.0	94.8
68.1% Propargite E. C.	400x	100.0	100.0	80.0	85.0	100.0	86.5	74.2	100.0	100.0	79.2
25% Bromopropy-late E. C.	125x	…	…	82.2	24.7	85.2	78.3	96.0	…	100.0	100.0
50% Fenbutatin-oxide W. P.	375x	…	…	…	…	83.7	52.4	48.1	…	80.1	89.6
35% Venthene W. P.	125x	…	…	96.6	70.0	93.3	97.2	100.0	100	100.0	100.0

[z]See table 1 for footnote

表 3. 6種殺蟎劑推廣濃度於室內對彰化四處茄園葉蟎之毒效

Table 3. Laboratory toxicity of 6 acaricides at the recommended concentration on spider mites collected from 4 eggplant fields in Chunghua County.

Chemicals		Mortality (%)			
		Ersui		Tientzon	Yonjin
		TK	TU	TU	TU
50% Formetanate S. P.	1000x	96.3	98.4	100.0	89.8
68.1% Propargite E. C.	1600x	100.0	34.5	32.5	72.0
35% Venthene W. P.	500x	100.0	38.4	46.7	32.7
20% Pyridaben E. C.	3000x	0.0	0.0	28.1	30.1
50% Diafenthiuron W. P.	750x	56.6	21.0	0.0	53.1
50% Dienchlor W. P.	1600x	48.1	59.0	18.4	40.5

表 4. 6 種殺蟎劑推廣濃度四倍劑量於室內對四處彰化茄園葉蟎之毒效

Table 4. Laboratory toxicity of 6 acaricides at the dose of 4 times of the recommended concentration on spider mites collected from 4 eggplant fields in Chunghua County.

Chemicals		Mortality (%)			
		Ersui		Tientzon	Yonjin
		TK	TU	TU	TU
50% Formetanate S. P.	250x	100.0	100.0	100.0	98.6
68.1% Propargite E. C.	400x	100.0	86.6	89.7	87.6
35% Venthene W. P.	125x	100.0	71.9	66.4	87.3
20% Pyridaben E. C.	750x	40.1	9.8	38.7	77.8
50% Diafenthiuron W. P.	188x	90.3	47.1	19.3	61.8
50% Dienchlor W. P.	400x	77.6	79.5	71.3	60.1

自防治效果，唯三者在屏東地區的表現堪虞，不宜選用。

殺蟎劑在不同地區所表現出的毒效有差異、對二點葉蟎與神澤氏葉蟎的效果也有差異、且普遍有效果不盡理想的現象也被報導在其它作物上(4)。臺灣對農藥的使用有浮濫之嫌，導致許多農藥對害蟲防治效果不彰。從何等(4)及本報導的結果來看，應對殺蟎劑的施用技術及選用策略好好管理，以確保農民可有多種有效藥劑輪流選用，降低葉蟎產生抗藥性的機會。

茄園常發生葉蟎之捕食性天敵小癭蚊（*Feltiella minuta* Felt .）及溫氏捕植蟎（*Amblyseius womersleyi* Schicha），遂亦測試 formetanate、propargite 及 Venthene 對此二天敵之毒性（表5）。測試結果，Formetanate 將受測之溫氏捕植蟎雌成蟎全部殺死，即使在推廣濃度1/4劑量時仍可造成約84%之死亡率；而此藥劑在少數茄園中須以較推廣濃度高之劑量才能防治葉蟎，且其對溫氏捕植蟎之殺傷力過大，宜儘量少用。但對小癭蚊而言，推廣濃度僅造成約30%之蛹或約22%之第三齡幼蟲死亡，毒性不算太強，有相當程度之安全性。Propargite 之推廣濃度對小癭蚊的蛹、老熟幼蟲及溫氏捕植蟎雌成蟎都相當安全，致死率分別為9.1%、11.1%及1.4%。Venthene 之推廣被對溫氏捕植蟎亦相當安全，致死率約18%；小癭蚊蛹致死率18.5%，老熟幼蟲20%。如此茄園防治葉蟎應儘可能地利用此二殺蟎劑，保護葉蟎之天敵。在使用 formetanate 之茄園將只能寄望小癭蚊繼續存在，發揮功效。筆者在梨園調查葉蟎時，亦於藥斑累累之葉片上頻頻發現捕食性癭蚊。值此化學防治仍為臺灣現行主要防治害蟲（蟎）方法之際，此天敵在葉蟎綜合管理體系中是否可予以應用，乃值得加以探討。

二、田間施藥間隔測試

1993年之試驗各處理小區葉蟎及黃角小黑隱翅蟲（*Oligota flavicornis* Boiseuval & Lacordaire）、小癭蚊、溫氏捕植蟎等天敵之密度消長表示於圖 1 中。試驗期間，每星期施藥者葉蟎族群於初期被抑制後即持續維持在低密度，平均每葉未曾達 40 隻；所發生的葉蟎天敵數量亦極少，主要為小癭蚊及溫氏捕植蟎。間隔2、3星期施藥一次者，在 7 月間發生一次高峰，葉蟎密度達到每葉片 180 餘隻；其餘時間維持在 60 隻以下，僅 3 星期施藥者在 5 月曾一度超出60隻。就天敵而言，每二星期施藥者，天敵發生甚少，出現者仍以小癭蚊及溫氏捕植蟎較為主要。每三星期施藥者天敵發生較多，三種天敵均曾達平均每葉片 1 隻以上；黃角小黑隱翅蟲也屢在葉蟎族群上升時出現。每四星期

施藥者葉蟎密度在5月攀升至每葉片110隻，其餘時間幾全在每葉50隻以下；天敵仍以小瘿蚊及溫氏捕植蟎較爲主要。不施藥對照區的葉蟎密度於初期徘徊於每葉190隻上下，5月下旬上升至約480隻後族群被豪雨抑制而驟降，此後僅在7月中下旬增加至每葉約80隻，其餘時間均數量甚少。而其天敵發生最爲普遍，黃角小黑隱翅蟲發生頻率大於各施藥區，捕植蟎發生頻率也爲各處理間最高者（表6）。由於所施用藥劑對天敵相當安全，是以此處天敵出現機率應係受葉蟎發生情形影響，而非受施藥頻度影響；葉蟎發生多者天敵發生亦多。

表5. 50% formetanate S.P.、68.1% propargite E.C. 及 35% Venthenee W.P. 推廣濃度對小瘿蚊及溫氏捕植蟎之毒性，括弧內爲受測蟲數。

Table 5. Toxicity (mortality %) of 50% formetanate S.P., 68.1% propargite E.C. and 35% Venthene W.P. at the recommended concentration to *F. minuta* and *A. womersleyi*, with the number of tested individuals in parenthesis.

Chemicals		Mortality (%)		
		F. minuta (30)		A. womersley (80)
		Pupa	Larva III	
50% Formetanate S.P.	1000x	29.9	22.2	100.0
68.1% Propargite E.C.	1600x	9.1	11.1	1.4
35% Venthenee W.P.	500x	18.5	20.0	17.8

表6. 各處理區取樣葉片中含有葉蟎或天敵者及葉蟎族群中發現有天敵之頻率

Table 6. Frequency (%) of sampled leaves that contained spider mite or its predators and of spider mite infested leaves with predators.

Treatment	% of leaves with inseect or mite				% of leaves with inseect or mite		
	MDG	OG	AW	spm[z]	MDG	OG	AW
1wk	4.5	0.2	12.7	35.0	13.0	0.4	36.4
2wk	8.5	1.7	16.5	50.2	16.9	3.3	32.9
3wk	10.2	3.8	20.5	44.7	22.7	8.5	45.8
4wk	9.1	0.9	27.4	52.3	17.4	1.7	52.5
CK	10.2	8.5	31.5	54.2	18.7	15.6	58.1

[z]spm : spider mite ; MDG : *F. minuta*
OG : *O. flavicornis* ; AW : *A. womersleeyi*

1994年茄園間隔7、10及14天施用35% Venthene W.P. 防治葉蟎，於葉蟎族群升達每葉100隻後，自8月26日開始施藥，施藥後葉蟎族群即被抑制而未再回復。由於所施藥劑對天敵相當安全，各處理小區均有捕植蟎、小瘿蚊及小黑隱翅蟲發生，可能爲葉蟎族群未再回升原因之一（圖1）。9月下旬及10月調查茄果產量，整體而論，各處理間所生產的茄果在數量、重量、長度及產量（數量×重量）上均無顯著差異（表7）。依茄果形狀分級來比較，各處理間亦無顯著差異。依茄果長度分級分析時，長度在 35cm 以上的茄果組，各處理間在平均果長上出現顯著的差異，但產量仍然差異不顯著。

表 7. 以不同間隔期間施用35% Venthene W.P. 時之茄果產量

Table 7. Production of eggplant while applied 35% Venthene W.P. in various intervals (days.)

Treatment	Assembly	N		Wt. (g)		Length (cm)		PRD (N*Wt)	
		$\bar{X}^x$	SE	$\bar{X}^x$	SE	$\bar{X}^x$	SE	$\bar{X}^x$	SE
	Grand Total								
7		110.8a	23.9	109.4a	5.17	28.2a	0.8	12,353.1a	2,993.7
10		113.3a	20.9	107.8a	4.96	27.4a	0.6	12,114.8a	2,265.1
14		91.0a	7.4	105.6a	2.69	27.2a	0.4	9,661.9a	1,010.4
CK		104.5a	17.8	109.1a	1.87	27.5a	0.4	11,355.0a	1,862.2
	Shape[z]								
7	A	35.0a	9.1	107.3a	6.6	28.0a	0.8	3,896.8a	1,119.4
10	A	34.8a	7.3	114.5a	5.7	27.7a	0.6	3,907.3a	789.9
14	A	31.8a	4.7	109.0a	6.0	26.9a	0.4	3,417.5a	435.8
CK	A	29.5a	2.9	112.4a	3.5	28.0	1.0	3,336.3a	405.7
7	B	35.5a	7.6	104.5a	6.1	28.3a	0.7	3,780.0a	890.9
10	B	42.3a	7.1	103.4a	4.6	27.6a	0.6	4,336.8a	708.6
14	B	29.3a	5.0	100.9a	3.0	27.5a	0.8	2,945.5a	491.5
CK	B	35.0a	5.5	105.3a	2.2	27.1a	0.5	3,651.8a	503.8
7	C	45.5a	10.2	113.7a	5.4	28.3a	0.9	5,281.8a	1,413.1
10	C	49.8a	8.1	107.4a	5.9	27.2a	0.7	5,340.3a	964.3
14	C	37.5a	3.7	108.6a	4.3	27.3a	0.3	4,088.5a	470.1
CK	C	54.0a	12.2	109.9a	2.6	27.4a	0.2	5,905.5a	1,296.0
	Length[y]								
7	1	20.7a	5.6	191.9a	7.0	39.1a	0.6	3,895.0a	979.1
10	1	16.0a	5.1	184.1a	4.3	38.0ab	0.2	2,938.3a	909.1
14	1	9.3a	1.9	186.4a	8.6	37.3b	0.7	1,757.5a	409.4
CK	1	14.5a	3.9	174.4a	3.7	369.9b	0.2	2,505.3a	624.3
7	2	31.3a	10.6	126.3a	4.1	31.3	0.3	3,894.3a	1,233.3
10	2	26.0a	5.8	128.4a	2.3	31.3	0.2	3,342.5a	763.0
14	2	20.0a	2.3	127.8a	3.2	31.4	0.1	2,558.0a	321.5
CK	2	28.8a	6.5	130.5a	4.5	31.2	0.4	3,672.5a	725.5
7	3	69.3a	10.3	88.3a	1.1	25.4	0.1	6,143.0a	968.6
10	3	84.8a	14.4	87.2a	2.7	24.9	0.3	7,303.5a	1,123.6
14	3	69.3a	3.4	88.5a	1.5	24.8	0.3	6,136.0a	368.8
CK	3	75.3a	10.0	89.6a	2.7	25.0	0.1	6,715.8a	836.9

[z] A. straight B. curved C. with scar

[y] 1. >35cm 2. 30cm<= x <35cm. 3. 20cm<= x <30cm.

[x] Means followed by the same letter are not significantly different in DMRT test, P=0.05.

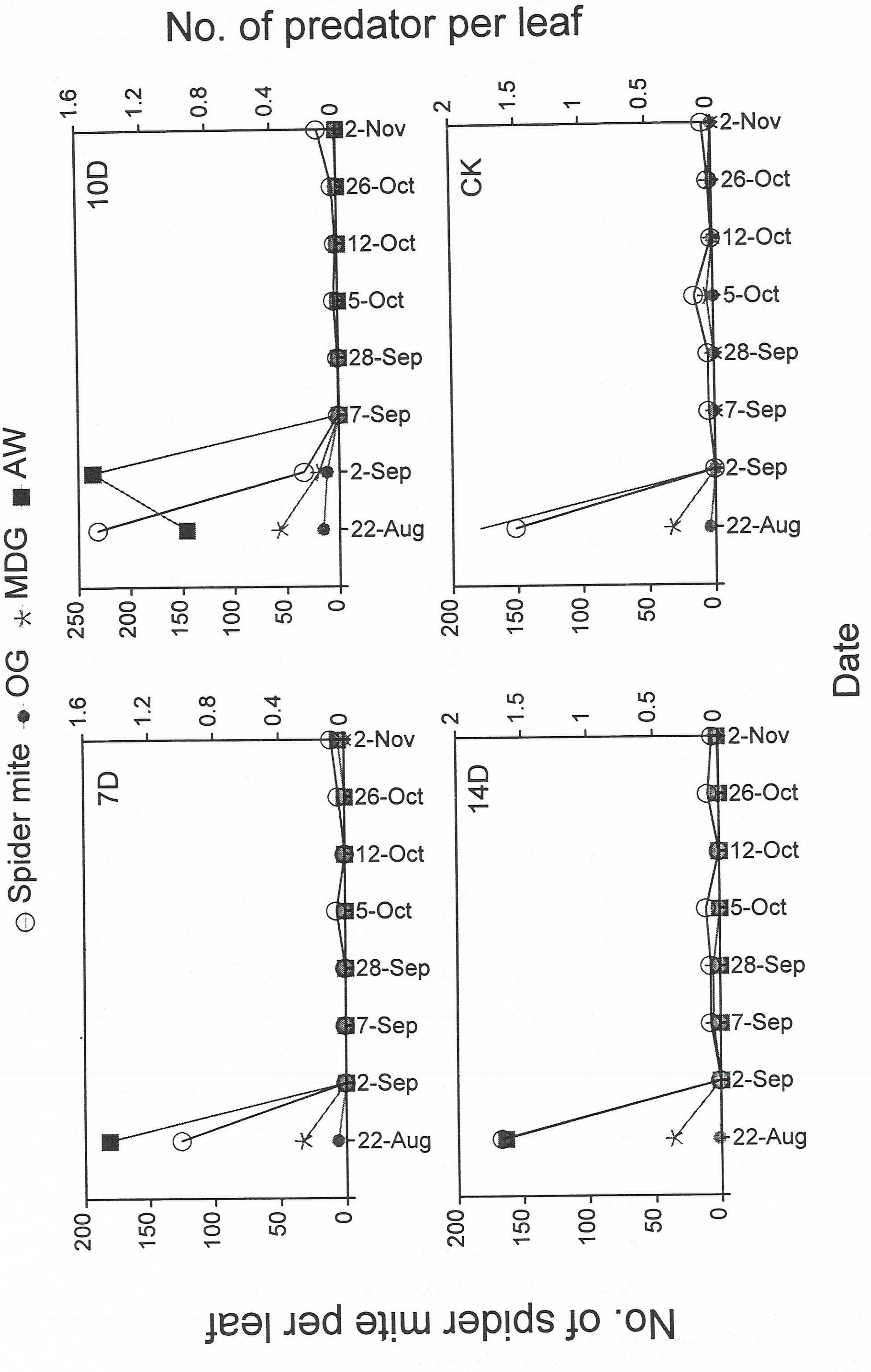

圖 2. 間隔7、10、14天施用35% Venthene W.P. 時茄園之葉蟎及天敵族群消長

Fig. 2. Population fluctuation of spider mite and its predators in eggplant while applied 35% Venthene W. P. at a 7, 10, or 14 days' interval (see Fig. 1 for the name of predators).

雖然統計上差異不顯著，茄果產量仍顯示出一些訊息。與間隔 7 天施藥區相比較，間隔10天施藥區茄果產量並未降低，但間隔14天施藥區的茄果產量在其80%上下（表 8）。依茄果形狀分級來比較，各處理間亦無顯著差異，間隔14天施藥區的產量仍在間隔 7 或10天施藥區的80%上下。各處理區所產茄果，直形果及彎果約各占30%，疤痕果約40%；容或略有出入，幅度不大（表 9）。依茄果長度分級分析時，與間隔 7 天施藥區比較，間隔10天施藥區所生產的長茄果較少，間隔14天施藥區的長茄果又更少。>35cm 長的茄果產量降至20%或以下，30-35cm 長的茄果占20%，而間隔14天施藥區，短於 30cm 長的茄果占近60%。依果形及長度細分時，長 35cm 以上的茄果的平均長度在各處理間常出現顯著性差異；其中直形果在間隔 7 或10天施藥區顯著長於間隔14天施藥區（本部分因較繁複，多無顯著差異，缺乏新資訊，仍未列表）。自此觀之，間隔14天施藥時，應可預期產量蒙受損失。

表 8. 不同施藥間隔的相對茄果產量

Table 8. The relative yields of eggplant produced by applying acaricidee in various time intervals.

Assembly[z]	7D		10D		14D		CK	
	$\bar{X}^y$	SE	$\bar{X}^y$	SE	$\bar{X}^y$	SE	$\bar{X}^y$	SE
Shape								
A	1	0.287	1.003	0.203	0.877	0.112	0.856	0.104
B	1	0.236	1.147	0.187	0.779	0.130	0.966	0.133
C	1	0.268	1.011	0.183	0.774	0.089	1.118	0.245
Length								
1	1	0.254	0.754	0.233	0.451	0.105	0.643	0.160
2	1	2.317	0.858	0.196	0.657	0.826	0.943	0.186
3	1	0.158	1.189	0.183	0.999	0.060	1.093	0.136

[z] See table 7 for explanation
[y] No significant difference was found among treatments or assemblies in DMRT test, P=0.05.

表 9. 不同施藥間隔所生產茄果中不同外形或不同長度級茄果所占比例

Table 9. The proportion of the eggplant fruits of various shapes or of various length groups produced by applying acaricide in different time intervals.

Assembly[z]	7D		10D		14D		CK	
	$\bar{X}^y$	SE	$\bar{X}^y$	SE	$\bar{X}^y$	SE	$\bar{X}^y$	SE
Shape								
A	0.289	0.040	0.281	0.020	0.330	0.034	0.265	0.023
B	0.293	0.010	0.322	0.008	0.280	0.033	0.289	0.024
C	0.418	0.049	0.396	0.019	0.390	0.015	0.446	0.030
Length								
1	0.255	0.046	0.213	0.042	0.162	0.025	0.188	0.016
2	0.287	0.034	0.237	0.019	0.244	0.017	0.281	0.020
3	0.522	0.092	0.550	0.047	0.594	0.029	0.530	0.028

[z] See table 7 for explanation
[y] No significant difference was found among treatments or assemblies in DMRT test, P=0.05.

兩次田間施藥測試所發生的葉蟎密度都不高，特別是考慮茄葉面積後。以1993年的測試而言，一般皆在每葉200隻（含卵）以下，僅對照區曾升達每葉479隻（圖 1）。內中每 7 天施藥區一直保持在每葉40隻以內，其餘處理皆曾超過100隻。間隔 4 星期施藥區在 6 月初豪雨後，葉蟎密度與對照區相近以。可惜當時未調查產量，若純以葉蟎發生情形而論，則施藥間隔爲兩星期或更長者葉蟎數量較間隔 7 天施藥者爲多。1994年葉蟎發生更少，初期有百餘隻，施藥後即未再上升。但從產量看，間隔14天施藥區產量低於間隔 7 或10天施藥區（雖然統計上差異不顯著）。綜合以上結果，乃將施藥間隔暫選爲10天。與間隔 7 天施藥相較，施藥頻度減少三分之一，無論對茄農或消費者均屬有利的結果。而間隔14天或更久施藥是否仍具可行性，須在葉蟎大量發生情形下進行測試，將葉蟎族群發生情形、茄葉的損傷、茄果產量與經濟效益相比較後，方能再加評斷。

誌　謝

本試驗承蒙行政院農業委員會83科技-2.4-糧-36(19)及84-科技-2.4-糧-39(3)計畫補助經費，並蒙陳明昭君協助採集屏東茄園葉蟎，謹致謝忱。

引用文獻

1. 呂鳳鳴、李錫山。1987。茄子之害蟲種類及發生消長。植保會刊 29：61-70。
2. 何琦琛、陳文華。1992。茄園葉蟎種類調查及赤葉蟎、南黃薊馬、二點小綠葉蟬在茄園之季節消長。中華昆蟲 12(4)：259-268。
3. 何琦琛、陳文華、程建中。1993。赤葉蟎（*Tetranychus cinnabarinus* Boisduval）在茄園之分布及最適取樣數之估測。中華昆蟲 13：125-140。
4. 何琦琛、羅幹成、陳文華。1995。臺灣爲害經濟植物之葉蟎種類及12種殺蟎劑對二種主要葉蟎之毒性測試。中華農業研究 44：157-165。
5. 吳子淦、林香如、羅幹成。1985。殺蟎劑對二點葉蟎 *Tetranychus urticae* Koch 及加州捕植蟎*Amblyseius californicus* (McGregor) 之選擇性。中華農業研究 34：469-476。
6. Lee, W.T., C. C. Ho and K.C.Lo. 1990. Evaluation on eight host plants for the massrearing of *Tetranychus urticae* Koch and *T. kanzawai* Kishida (Acarina: Tetranychidae). J. Agric. Res. China 39：121-132.

Improvement on the Chemical Control of the Spider Mites of Eggplant[1]

Chyi-Chen Ho and Wen-Hua Chen[2]

Summary

Tetranychus urticae Koch and *T. kanzawai* Kishida were collected from various eggplant fields that located in Changhua, Yunlin, and Pintung County, and were reared in insectary with soybean seedlings. The toxicity of 12 acaricides to the adult female mites was tested in the laboratory. The 50% formetanate S.P., 68.1% propargite E.C., and 35% Venthene W.P. were able to kill the tested spider mites, excepting some of the spider mites were not sensitive to the recommended concentration of these chemicals. The acaricides, 25 % bromopropylate E.C. and 25.5% Nissol E.C. were usable in most tested fields, but were not good to *T. urticae* in many cases. 46.5% ethion E.C., 2.8% cyhalothrin E.C., and 50% fenbutatin-oxide W.P. were effective in killing kanzawa spider mites, but were not good in Pintung County. 20% pyridaben E.C. that registered in Taiwan in 1993 was not effective also. Formetanate gave 100% mortality to *Amblyseius womersleyi* Schicha at recommended concentration, but gave mortalities less than 30% to the pupae and the third instar larvae of *Feltiella minuta* Felt. Propargite killed approximately 10% and 1.4% of predacious midges and phytoseiids, respectively. Venthene caused a mortality of approximately 20% to both predators. When applied Venthene in a time interval of 7 days, the spider mite population was less than applying miticide in an interval of 14, 21, and 28 days. Applying Venthene every 14 days produced less or shorter eggplant fruit although it might not differ significantly in statistics. Considering the above results, the application of miticide in 10 days' interval is temporary assigned to control spider mites on eggplant.

Key words : Eggplant, Spider mite, Chemical control.

---

1. Contribution No. 1861 from Taiwan Agricultural Research Insitute
2. Research Fellow and Assistant, Department of Applied Zoology, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

Jour. Agric. Res. China (中華農業研究) 45(3) : 297～304 (1996)

Reproductive Biology of the White-Spotted Longicorn Beetle, *Anoplophora macularia* (Thomson) (Coleoptera: Cerambycidae), on Sweet Oranges[1]

Chi-Yang Lee and Kang-Chen Lo[2]

Abstract : The objective of this study is to elucidate the reproductive biology of the white-spotted longicorn beetle, *Anoplophora macularia* (Thomson) on the leu-cheng sweet orange. Ten pairs of adults which emerged in mid-April in 1995 from the leu-cheng sweet orange orchards of TARI in Taichung were reared under the conditions of natural daylength, 25±2°C, 70±10% RH in the laboratory. The mean length of the preovipositional period was 9.8±2.8 days with a range of 6 to15 days. The mean longevity of female adults was 114.8±18.0 days with a range of 84 to 144 days. The mean number of eggs laid during the life of a female was 204±56 eggs, ranging form 114 to 265 eggs. The fecundity curve appeared in an irregular-shape. The highest number of eggs deposited was 4.4±2.5 per female per day on the 56th day after emergence. The mean number of oviposition sites, i.e., egg-laying scars, made by a female during her life was 590.4±127.1 and the range was 316 to 770. The mean oviposition ratio, i.e., number of eggs/number of oviposition sites, was 34.9± 7.5% with a range of 20 to 45%. The hatchability of 634 eggs was 0.81.

Key words : *Anoplophora macularia* (Thomson), Reproductive biology, Sweet orange.

INTRODUCTION

The white-spotted longicorn beetle, *Anoplophora macularia* (Thomson) (Coleoptera: Cerambycidae), is a major borer of fruit trees and woods in Taiwan. The beetle attacks 66 species of trees, belonging to 19 families. The host trees include citrus, litchi, starfruit, Indian jujube, beef-wood, China-fir and Taiwan red cypress, all of which are seriously damaged by this beetle(3,4,5,6,7,8,11,16). Larvae bore into the living trunk through egg-laying scars and destroy the pholem and xylem during their long development period, causing the deterioration or death of the tree and resulting in serious economic losses. Control measures for this pest are difficult because of prohibitions on the use of organochloride insecticides, the increase in abandoned, uncontrolled citrus orchards(8) and the active migration of longicorn beetles(13).

---

1. Contribution No. 1862 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Respectively, Assistant, Senior Entomologist and Head, Department of Applied Zoology, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

There have been studies of beetle damage to host plants such as litchi[3] and beef-wood [11]. There remain some questions as to identification. Apparently *A. macularia* and the insects studied by Chang[3] and Kan[11] were the same species[4,5]. On the other hand, the *Melanauster chinensis* studied by Lieu in China[14], was a different species[4].

There has also been confusion over the reproductive biology of the white-spotted longicorn beetle. Chang reported that the number of eggs laid by a female during her life in litchi was 10 eggs[3]. Kan reported 70-80 eggs in beef-wood[11]. These figures seem too low compared to *A. malasiaca*[1]. The objective of this study is to elucidate the reproductive biology of the beetle by rearing it on the leu-cheng sweet oranges (*Citrus sinensis* Osb.) .

MATERIALS AND METHODS

Materials and methods were modified from Adachi[1] as follows: In Wufeng, Taichung Hsien, most adult *A. macularia* beetles emerge in April to June. Adults used in this study were collected in mid-April, 1995. The trunks of the leu-cheng sweet orange trees infested by *A. macularia* were identified. Before adults emerged, close-meshed nets were wound loosely around the trunks leaving spatial gaps. New adults which emerged inside these nets were collected every day.

Within a day after collection, one adult pair was released into each of 10 glass cylinders, 15 cm in diameter and 40 cm in depth, supplied with sand, a fresh branch and a log cut from a leu-cheng sweet orange citrus tree. The sand, which had been sterilized by heating, filled the cylinder to a depth of 10 cm and was kept humid. A fresh tree branch with leaves, which was put in a glass tube with water, was supplied as food for the insects, and renewed every two or three days. A log (15 cm long and ca. 3-5 cm in diameter) cut from the living tree was supplied for oviposition, and replaced by a new one every three days. The top of the container was covered with close-meshed wire net. The rearing containers were placed in the laboratory with blinds to interrupt the direct sunlight, under the conditions of natural daylength, 25±2°C, and 70±10% RH.

Female aduts make scars (oviposition sites) on the bark with their mandibles, then deposit eggs into these scars. The number of scars, i.e., oviposition sites, and eggs laid on each log were counted every day.

Eggs taken from logs were reared in petri dishes, 9 cm in diameter and 1.6 cm in depth, with moist filter paper in the same laboratory under dark conditions to examine hatchability.

When a male adult died before the death of his paired female, another partner was supplied.

RESULTS AND DISCUSSION

Longevity and fecundity

The date of collection, the body length (from top of the head to end of the elytron) , the body weight which were measured on the date of collection and reproductive properties of *A. macularia* females used in this study are listed in Table 1. Reproductive properties of

some cerambycids (*A. macularia, M. chinensis, A. malasiaca*) are summarized in Table 2. The mean length (± SD) of the sexual maturation period, i.e., the preovipositional period, of *A. macularia* was 9.8±2.8 days, similar to that of *A. malasiaca* , which was 9.8±1.4 days. The range of the sexual maturation period was 6 to 15 days, similar to that found in other studies. The mean life span of female adults, i.e., mean longevity, was 114.8±18.0 days, more than the 28.5±6.0 days reported by Lieu(14) and also more than the 77.6±20.3 days of *A. malasiaca* reported by Adachi(1). The life span range of female adults was found to be 84 to 144 days, whereas Lieu reported that it was 13 to 40 days(14) and Chang reported that it was 300 to 330 days(3). The longevity range of adult females of *A. macularia* is similar to that of *A. malasiaca*. The mean number of eggs laid during the life of a female was found to be 204 ±56 eggs, Whereas Lieu reported that it was 14.1±4.4 eggs(14), but the finding of this study was similar to the figure for *A. malasiaca* which was 193.8±65.2 eggs. The range of eggs laid during the life of a female was from 114 to 265 eggs, more than the same species reported before, but less than that of *A. malasiaca* which was 91 to 325 eggs. Adachi stated that low mean daily temperature reduced numbers of deposited eggs in *A. malasiaca*(1). A similar result was reported for *Psacothea hilaris*(9). Our finding of the mean number of eggs laid during the life of a female was several times greater than the result studied by Lieu(14). This might be the reason for this large difference. The body weight had no significant effect on longevity ($F=1.46$; df=1,8; $P>0.05$), total number of eggs deposited ($F=1.01$; df=1,8; $P>0.05$), or total number of oviposition sites ($F=1.99$; df=1,8; $P>0.05$). The preovipositional period had no significant effect on longevity ($F=1.06$; df=1,8; $P>0.05$), or the total number of eggs depostied ($F=0.36$; df=1,8; $P>0.05$). The fecundity in the present study showed a tendency to increase as longevity increased ($R^2=0.62$; $F=13.04$; df=1,8; $P<0.01$). This result was similar to that for *Monochamus alternatus*(15) while Adachi stated that the fecundity of female adults of *A. malasiaca* was correlated with both the size and longevity(1).

Table 1. Date of collection, body length, body weight, and some reproductive properties of *Anoplophora macularia* females used in this study

Individual number	Date of collection	Body length (mm)	Body weight (g)	Preovipositional period (day)	Longevity (day)	Total number of eggs deposited	Total number of oviposition sites	Oviposition ratios (%)
1	4/14	31	1.54	8	129	261	770	34
2	4/16	31	1.39	8	84	114	316	36
3	4/16	30	1.50	8	108	223	640	35
4	4/17	33	2.04	12	119	265	590	45
5	4/17	31	1.65	8	144	218	568	38
6	4/18	31	1.48	9	127	252	629	40
7	4/18	30	1.38	11	100	155	496	31
8	4/18	32	1.81	13	118	232	548	42
9	4/19	34	2.36	6	124	200	740	27
10	4/19	30	1.55	15	95	120	607	20
Range		30-34	1.38-2.36	6-15	84-144	114-265	316-770	20-45
Mean		31.3	1.67	9.8	114.8	204	590.4	34.9
SD		1.3	0.30	2.8	18	56	127.1	7.5

Table 2. Reproductive properties of some cerambycids.

Species	Food	Range of Preovipositional period (day)	Mean (±SD) Preovipositional period (day)	Range of longevity (day)	Mean (±SD) longevity (day)	Range of eggs deposited	Mean (±SD) fecundity	Oviposition ratio (%)	Reference
Anoplophora macularia	Leu-cheng	6—15	9.8±2.8	84—144	114.8±18	114—265	204±56	34.9	Present study
Anoplophora macularia	Litchi			300—330		10			Chang (1970)
Melanauster chinensis	Citrus	7—14		13—40	28.5±6.0	6—19	14.1±4.4		Lieu (1945)
Melanauster chinensis	Beef-wood					70—80			Kan (1958)
Anoplophora malasiaca	Citrus	8—13	9.8±1.4	47—109	77.6±20.3	91—325	193.8±65.2	72.5	Adachi (1988)

Oviposition sites and oviposition ratios

Female adults made scars (oviposition sites) on the bark with their mandibles, then deposited eggs into these scars using the ovipositor. These scars were T-shaped or L-shaped. Similar oviposition processes were also reported by Chang[3] and Lieu[14]. The mean number of oviposition sites, i.e., egg-laying scars, made by a female during her life was 590.4±127.1, and the range was 316 to 770. The mean oviposition ratio, i.e., number of eggs/number of oviposition sites, was 34.9±7.5% with a range of 20 to 45%. In the total of 5,904 oviposition sites found in this study, one egg was found in each of 2,040 sites and no egg in 3,864 sites. The mean oviposition ratio was 34.9% in the present study, similar to that of *M. alternatus*, whose mean oviposition ratio during adult life, except for the periods of both immaturity and senility, was 30.9-55.9%[15]. Both of them were less than that of *A. malasiaca* which was 72.5%[1]. The oviposition ratio, which was the ratio of eggs to oviposition sites, represented the ability to complete oviposition. *A. macularia* seemed to spend twice the energy to complete oviposition that *A. malasiaca* spent.

Fecundity curve

Figure 1 shows the survival rate curve of females and the fecundity curve which was determined from the number of eggs laid by a female every day after emergence. The fecundity is an irregular-shaped curve. The highest number of eggs deposited was 4.4±2.5 per female per day on the 56th day after emergence. Adachi stated that the fecundity curve of *A. malasiaca* was a bell-shaped curve with a long rightward tail[1]. This indicated that *A. malasiaca* females laid more eggs in the first half of their life than in the second half. A similar result was reported for *M. alternatus*[15]. But egg depositions by *A. macularia* females in the first half of their life was similar to those in the second half. The difference in quality of food is considered to be a factor which causes the differences of the fecundity of the cerambycids. The mean length of no egg deposited by a female before the death was 13.3±9.7 days and the range was 3 to 38 days.

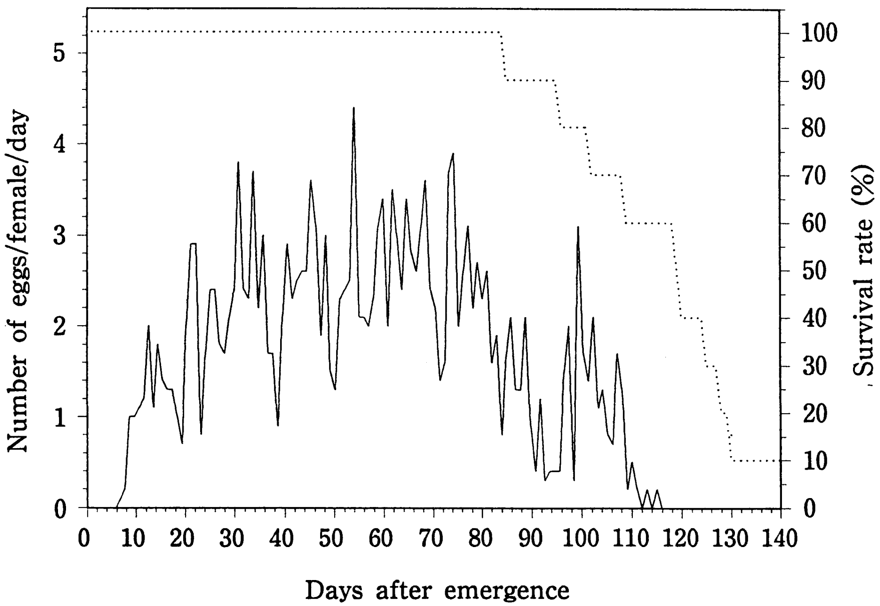

Fig. 1. Fecundity curve (—) and survival rate (···) of female adults after emergence

Egg depositing frequency curve

Figure 2 shows the egg depositing frequency curve of females which was determined from the frequency of eggs laid by a female every day after emergence. The egg depositing frequency is a positive skew with a long rightward tail. The mean egg depositing frequency

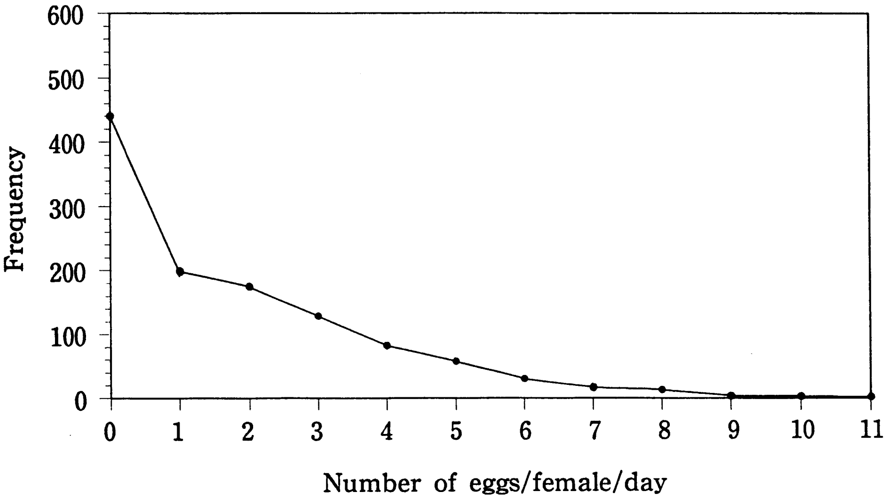

Fig. 2. Egg depositing frequency of female adults after emergence

per female per day was 1.8±2.04 eggs, similar to that of *M. alternatus*, for which the average number of eggs laid by one female per day was 1.7[12]. The egg depositing frequency per female per day ranged from 0 to 11 eggs. The possibility of frequency of no egg depositing, including the sexual maturation period, was 0.38.

Hatchability

A total of 634 *A. macularia* eggs were tested in this study from May 3 to June 19, in 1995. 516 of these hatched. The hatchability in this study was 0.81, similar to rates for other cerambycids; 0.9 in *A. malasiaca*[1], 0.87 in *Eupromus ruber*[2], 0.79-0.88 in *M. alternatus*[12]. The most important mortality factor was the unfertilized eggs deposited in cerambycids[1,10]. The mean number of hatching days was 11.3±2.0 days and the range was 8 to 22 days, also similar to those of other records.

ACKNOWLEDGEMENT

We wish to express our sincere thanks to Dr. H. Makihara, of Tohoku Research Center, Forestry and Forest Products Research Institute, Morioka, Japan for the identification of specimens of this study. Dr. H. Makihara also note that our *A. macularia* and the *A. malasiaca* studied by Adachi in Japan are different species. Special thanks go to Dr. R. Reynolds for reviewing the manuscript. Thanks go also to Miss. H. C. Ku for her assistance of data analysis.

REFERENCES

1. Adachi, I. 1988. Reproductive biology of the white-spotted longicon beetle, *Anoplophora malasiaca* Thomson (Coleoptera: Cerambycidae), in citrus trees. Appl. Entomol. Zool. 23(3) : 256-264.
2. Banno, H. and A. Yamagami. 1991. Life cycle and larval survival rate of the redspotted longicorn beetle, *Eupromus ruber* (Dalman) (Coleoptera: Cerambycidae). Appl. Entomol. Zool. 26(2) : 195-204.
3. Chang, K. P. 1970. A study of serious insect pest of litchi *Anoplophora macularia* (Thom.) (in Chinese). Taiwan Agric. 6(3) : 133-143.
4. Chang, S. C. 1954. A preliminary note on the longicorn beetles destructive to citrus plant in China (in Chinese). J. Agric. For. 3 : 55-75.
5. Chang, S. C. 1975. The host plants, egg laying and larva feeding habits of *Macularia* white spotted longicon beetles (in Chinese). J. Agric. For. 24 : 13-20.
6. Hou, R. F. 1978. Studies on control of the white-spotted longicorn beetle, *Anoplophora macularia* (Thomson), in the coastal windbreaks. I. Artificial rearing and chemical attractants. Bull. Soc. Entomol. NCHU 13(1) : 63-72.
7. Hou, R. F. 1979. Studies on control of the white-spotted longicon beetle, *Anoplophora macularia* (Thomson), in the coastal windbreak. II. Tunnel fumigation and factors affecting infestation. Bull. Soc. Entomol. NCHU 14(1) : 35-41.
8. Ho, K. Y., K. C. Lo, C. Y. Lee and A. S. Hwang. 1995. Ecology and control of the white-spotted longicorn beetle on citrus. Proc. Sym. Research and Development of Citrus in Taiwan. TARI, Spec. Publ No. 50 : 263-278.
9. Iba, M. 1985. Effect of temperature on oviposition of the yellow-spotted longicorn beetle, *Psacothea hilaris* Pascoe (in Japanese). J. Seric. Sci. Jpn. 54(2) : 169-170.
10. Itami, J. K. and T. P. Craig. 1989. Lite history of *Styloxus bicolor* (Coleoptera: Cerambycidae) on *Juniperus monosperma* in northern Arizona. Ann. Entomol. Soc. Am. 82(5) : 582-587.

11. Kan, W. H. 1958. Investigation on the injury and its control of silver spotted longicorn beetle to beef-wood (in Chinese). Bull. Taiwan For. Res. Inst. No.58 : 1-24.

12. Kobayashi, F., A. Yamane and T. Ikeda. 1984. The Japanese pine sawyer beetle as the vector of pine wilt disease. Ann. Rev. Entomol. 29 : 115-135.

13. Komazaki, S. and Y. Sakagami. 1989. Capture-recapture study on the adult population of the white spotted longicon beetle, *Anoplophora malasiaca* (Thomson) (Coleoptera: Cerambycidae), in a citrus orchard. Appl. Entomol. Zool. 24(1) : 78-84.

14. Lieu, K. O. V. 1945. The study of wood borers in China Ⅰ. Biology and control of the citrus-root-cerambycids, *Melanauster chinensis*, Forster (Coleoptera). Florida Entomol. 27(4) : 62-101.

15. Togashi, K. and H. Magira. 1981. Age-specific surival rate and fecundity of the adult Japanese pine sawyer, *Monochamus alternatus* Hope (Coleoptera: Cerambycidae), at different emergence times. Appl. Entomol. Zool. 16(4) : 351-361.

16. Wen, H. C. 1987. Field investigation of white spotted longicorn beetle (*Anoplophora maculata*) on Indian jujube and control (in Chinese). J. Agric. Res. China 36(3) : 327-330.

斑星天牛（*Anoplophora macularia*（Thomson)）在柳橙上的繁殖生物學研究[1]

李 啟 陽　羅 幹 成[2]

摘　要

斑星天牛（*Anoplophora macularia*（Thomson））爲果樹柑桔類、荔枝、楊桃及印度棗的嚴重害蟲，在森林方面危害木麻黃、杉木及紅檜等珍貴樹種，造成莫大損失。本試驗的目的是研究斑星天牛在柳橙上的繁殖生物學，以提供防治該蟲的參考。1995年4月中旬自臺中農試所柳橙園中，捕獲當日鑽咬出樹幹的斑星天牛10對，試驗於25±2°C，相對溼度70±10%，正常日照下在實驗室內進行。結果發現當日配對的斑星天牛即會交配，產卵前期6—15天，平均9.8±2.8天；雌蟲壽命84—144天，平均114.8±18.0天；產卵數114—265粒，平均204±56粒；繁殖曲線不規則，在配對後於第56日爲產卵高峰，平均產4.4±2.5粒卵；產卵位置數（即成蟲咬破樹皮裂痕數目）爲316—770，平均590.4±127.1，產卵比率（產卵數／產卵位置數）爲20—45%，平均34.9±7.5%。卵發育所需時間爲8—22天，平均11.3±2.0天，卵孵化率爲81%。

關鍵詞：斑星天牛、繁殖生物學、柳橙。

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第1862號。
2. 本所應用動物系助理、研究員兼系主任。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）45(3)：305～318（1996）

果菜零批作業運銷效率之實證分析[1]
—隨機邊界函數之應用

張　采　蘋[2]

摘要：近年來，臺灣地區果菜運銷形成各種不同之通路，無疑地目前經由果菜批發市場交易者仍為最主要之通路。於現行批發市場之營運體系，零批系統是分貨重要的一環，零批作業效率與銷售能力，更關係消費地分散面之發展，面對產地農民之逐漸整合，通路快速變化與發展，消費地批發市場營運面臨挑戰。值此轉型時刻，除市場必須思考如何因應大環境快速變遷外，零批商亦應調整角色，思考如何與市場共存共榮。依本文研究結果，發現就零批商之運銷效率觀點言，零批商之總體運銷效率僅達35％，表示其尚有65％之空間可以改進，同時發現因市場特性不同，零批商之運銷效率亦受影響。另由測定運銷效率之分析結果，發現運費對銷貨收入之生產彈性最大，惟運費多寡係架構於零批商規模之大小，即運費已隱含規模之意，由此可知擴大規模可收規模經濟之效，應是零批商努力之方向。另由研究結果，呈現作業無效率會導致單位成本增加，且主要肇因於決價之無效率。同時我們也發現交易制度對作業效率確有影響，因此妥善規劃交易制度對運銷效率有正面影響。

關鍵詞：批發市場、零批商、運銷效率。

就生產面而言，農產品因具生物性、季節性及易腐性等特性，致品質無法齊一；就消費面而言，其又多為民生必需品，具有經常性、固定性、習慣性及零星消費等特質。基於上述特性，使農產品由生產者移轉至消費者手中之集中、均衡及分散過程相當複雜，因而易形成產銷失調與價格波動等現象，致運銷問題愈顯重要。運銷過程包括職能、通路、層次、成本、效率、價格及差價等問題，更涉及到人員、組織、制度及法令等因素，由此，本質上，運銷雖為經濟活動與商業行為，卻關係廣大的生產者和消費者之福祉[(2)]。

臺灣地區之果菜生產與消費均零星分散且規模過小，運銷層次繁複，且從業人員衆多；更由於上述農產品之特徵，增加運銷成本之負擔與市場價格之不穩定，多年來果菜運銷一直飽受生產者與消費者之詬病與指責。歷年來，臺灣地區果菜運銷形成各種不同之通路，依行政院主計處（1993）之調查[(4)]顯示，以鳳梨與柑桔為例，示如（圖1）、（圖2）透過批發市場交易之數量分占61.05％與53.85％；無疑地目前經由果菜批發市場交易者仍為最主要之通路。另依臺灣省政府農林廳1984～1995年統計資料[(8,9)]，示如（表1），蔬菜之交易量由1983年之107萬噸增加至1985年之125萬噸高峰後，幾年來大致在110萬噸上下遊走；青果之交易量則有明顯增加之勢，由1983年之58萬噸增加至1994年之104萬噸；觀察交易量占總產量之比率，則兩者均呈微幅上升之態勢，青果增加5％左右，蔬菜則近10％。

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第1863號。
2. 本所農業經濟系助理研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

流通量：%

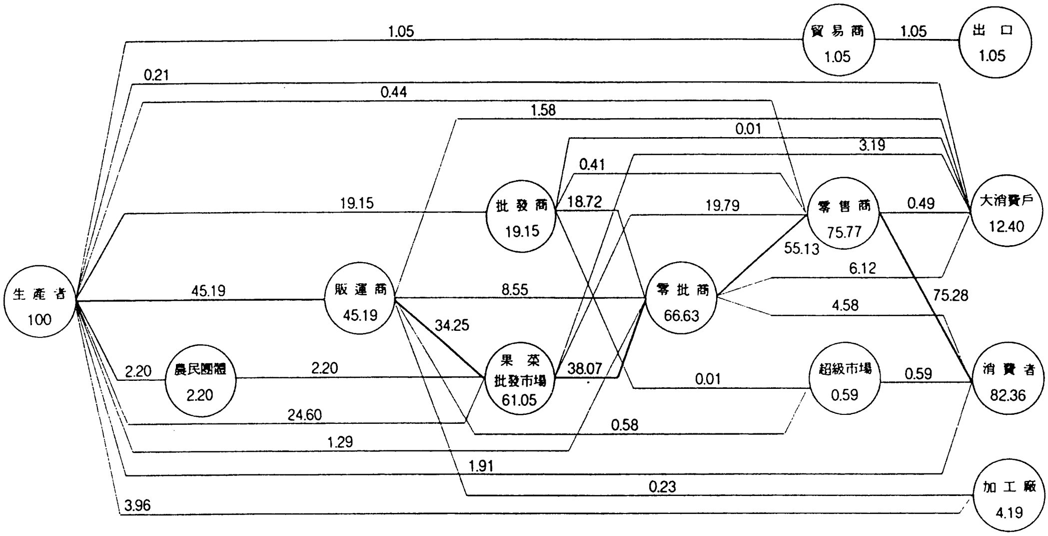

圖 1. 鳳梨運銷流通圖

Fig. 1. The Marketing Channels of Pineapple

資料來源：行政院主計處。1993。農漁產品運銷實況調查報告，臺北。

Source : The Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan. 1993. The Report of the Survey of the Marketing Situation of Agricultural Products. Taipei.

流通量：%

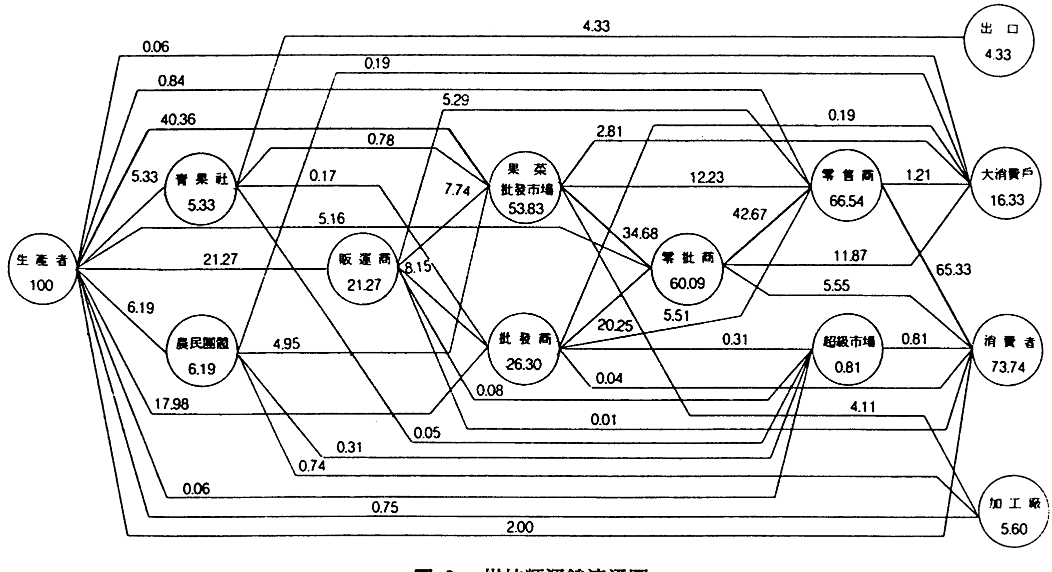

圖 2. 柑桔類運銷流通圖

Fig. 2. The Marketing Channels of Citrus

資料來源：行政院主計處。1993。農漁產品運銷實況調查報告，臺北。

Source : The Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan. 1993. The Report of the Survey of the Marketing Situation of Agricultural Products. Taipei.

表 1. 臺灣地區果菜生產量、交易量及其比率

Table 1. The Amount and Shares of Trade of Fruits and Vegetables on Taiwan

單位：萬噸；%
Unit：10,000MT；%

年	生產量			市場交易量			交易量占生產量比率		
	青果 (1)	蔬菜 (2)	小計 (5)	青果 (3)	蔬菜 (4)	小計 (6)	青果 (3)/(1)	蔬菜 (4/(2))	(6/5)
1983	156.3	301.9	458.2	58.2	106.9	165.2	37.24	35.43	36.05
1984	174.9	341.6	516.5	60.3	122.4	182.7	34.46	35.83	35.37
1985	191.2	324.3	515.5	62.7	124.9	187.7	32.81	38.52	36.41
1986	183.8	312.8	496.6	68.6	117.5	186.1	37.34	37.56	37.48
1987	201.1	328.4	538.4	79.9	111.3	191.2	38.02	33.91	35.51
1988	236.4	309.4	545.9	80.5	116.1	196.6	34.03	37.53	36.02
1989	244.0	295.5	539.4	83.0	106.9	189.9	34.02	36.20	35.21
1990	232.7	271.3	504.0	79.4	107.1	186.5	34.13	39.46	37.00
1991	245.5	286.4	531.9	98.8	117.1	216.0	40.28	40.89	40.61
1992	227.6	282.5	510.1	99.2	114.7	213.8	43.57	40.59	41.92
1993	255.1	284.0	539.1	107.0	116.0	223.0	41.94	40.85	41.37
1994	243.4	259.4	502.8	103.5	117.2	220.7	42.52	45.18	43.89

資料來源：生產量：臺灣省政府農林廳（1984～1995），臺灣農業年報，南投。
交易量：臺灣省政府農林廳（1984～1995），臺灣地區農產品批發市場年報，南投。

基於上述發現，果菜批發市場於臺灣地區農產運銷扮演重要角色，其經營績效更受廣泛地討論。於1990年，中國農產運銷協會與國立中興大學農產運銷學系共同舉辦「改善農產品批發市場營運管理研討會」，會中多位學者專家就各類農產品批發市場之現況、課題與如何促進運銷現代化曾有深入之探討[1]。上述研討會有關果菜批發市場之營運問題可歸納有：場地與設備之不足、交易制度之不健全、管理費、交易規模、市場資訊及相關法律規範。凡此，促使果菜批發市場的功能面臨極大考驗，政府部門為輔導果菜運銷之健全，除投注相當多之人力、經費及充實批發市場之軟硬體設備外，對於相關法律條文之研擬、修訂亦不遺餘力，學者專家為期果菜批發市場職能之提升亦多所研究建言。此外，近三年來，更由於產官學關注農產品批發市場的經營效率，且受經濟自由化與企業管理之理念普及等影響，遂有批發市場民營化之倡議[3]，擬藉由經營主體之改變，以期改善市場的運銷效率。由此，更切確凸顯研究如何改善農產品批發市場營效率之重要性。

由過去關於果菜批發市場之研究，發現無論研究人員從何種角度來探討農產品批發市場，多以批發業務為考量主體，鮮少考慮批發市場之零批業務。就果菜批發市場之通路而言，除市場和農民團體共同運銷外，販運商和市場承銷人（行口）扮演重要之角色[10]，販運商於產地向農民採購成為產地市場承銷人，並將貨品運送到消費地而為供應人；市場承銷人參與市場交易後（行口則自行送貨）進行分貨（零批）售予零售商再分散至消費者。由此，承銷人（行口）與市場具互相依存之關係，其進貨及零批作業與市場交易制度及營運密不可分。於現行批發市場之營運體系，零批系統是分貨重要的一環，零批作業效率與銷售能力，更關係消費地分散面之發展[6]；因此，其於消費地市場仍有其存在

之功能與價值，然面對產地農民團體逐漸整合、消費地連鎖超市、量販店、分級包裝處理配送中心等大型配銷商逐漸發展及直銷通路的興起等各類運銷管道之崛起，批發市場如何在此種環境下生存？現行零批作業系統之功能與運作情形如何？實應加以研究與探討。基於上述，一方面基於關注批發市場經營效率，另方面考量零批作業的重要性及其未來的發展，本文遂以零批作業的運銷效率爲主要研究的焦點。

研究方法與資料處理

依生產經濟理論[12]，廠商製銷產品必須使用生產因素，如勞力、資本、土地及管理等，產出與因素之間的關係可用函數表示，即 Q=f（勞力、資本、土地、企業能力，……）；於特定技術水準，各項投入與其所對應之最大產出之相合點連線，稱之爲生產函數。一般常用之函數有 Cobb-Douglas（C-D）、Translog 及 Constant elasticity of substitutio n function（CES）等類型，由於 C-D 函數之函數型態簡單且易於計算，具大部分生產函數之特性，如齊次函數、生產彈性爲固定值及因素間之代替彈性固定爲一[11]。就橫斷面資料而言，採 Translog 函數之自由度較易受到限制；Broek et al.[16]、Ali and Flinn[14]、Boris and Laszlo[15]、傅祖壇[7]等文皆應用 C-D 函數，實證結果均具良好統計與經濟之效果；基於此，本文遂採用 C-D 函數作爲實證隨機邊界函數之函數型態，該函數受勞力投入量、設備多寡 、相關之營業費用以及零批商經營管理能力之影響。

廣義言之，運銷活動實爲生產之延伸，其行爲仍受生產理論之規範。若將零批商視爲一生產單位（廠商），則可視銷貨收入爲其產出，而其營運所需之投入因素分別爲營業面積、營業時間長短、運銷勞務、設備多寡、相關營業費用及經營管理能力等。

就成本面觀點，相對應產生之成本項目爲租金（管理費）、工資、設備費與其相關之維護費，與營運相關之包裝費、材料費、運費、以及包含電話費、水電之其他營業費用。職此，零批商之生產函數可寫爲：

銷貨收入=f（面積、勞力、設備、包裝材料、運輸量、其他營業費、管理能力）…(1)

式中之經營管理能力不易測定，然由邊界函數方法可測定誤差來源究爲隨機性因素或人爲作業性因素，其中之人爲作業性因素即可涵蓋管理能力；因此，於實際估測時不列入管理因素。由前述得知，零批商以自家勞工經營居多，營業時間長短與投入人力呈高度相關，致投入人力以總時數估計；依本研究調查發現青果零批商之營運，多未自行添購營業設備，對所購入貨品亦多未予整理即行分售；因此，將運費以外之其他相關費用併爲營業費用。職此，上述函數式可表示爲：

$$Y=f(AREA,\ TIME,\ TRAN,\ SALE) \quad \cdots\cdots(2)$$

式中：Y爲銷貨收入，AREA、TIME、TRAN 及 SALE 分別表示營業面積、投入時間、運銷量及營業費用。

爲確切比較與驗證交易方式對運銷效率的影響，本文將市場依市場交易型態區分爲：(1)臺北市第一市場——以拍賣爲主；(2)三重果菜公司——以拍賣與議價混合制及(3)其他市場——以議價爲主等三大類型因此將式「4-2)轉換成雙對數 C-D 函數之計量模式[13,17,19]，示如：

$$\ln Y_i = b_0 + b_1\ln AREA_i + b_2\ln TIME_i + b_3\ln TRAN_i + b_4\ln SALE_i + \varepsilon_i \quad \cdots\cdots(3)$$

式中，組合誤差 $\varepsilon_i = v_i - v_i$ 爲隨機誤差，服從常態（0，σ_v^2）之分配 u_i 爲作業無效率誤差，服從半常態分配（$0,\sigma_v^2$），據此依 *Schmidt and Lovell*[17]之推論，得成本函數爲：

$$ln(c_i/PA_i) = K_i + \frac{1}{\gamma_i}\ln y_i + \frac{b_2}{\gamma_i}\ln(FT_i/PA_i) + \frac{b_3}{\gamma_i}\ln(PR_i/PA_i) + \frac{b_4}{\gamma_i}\ln(PSi/PAi)$$

$$+\frac{1}{\gamma_i}\varepsilon_i + (E_i - \ln\gamma_i) \quad \cdots\cdots(4)$$

式中：$K_1=\ln\gamma_1-\frac{1}{\gamma}A-\frac{1}{\gamma}\ln\left[\prod_{i=1}^{n}\alpha_i^{\alpha_i}\right]$

$A=\ln b_0$

$\gamma=\sum_{i=1}^{4}b_i=$規模報酬

$$E=\sum_{j=2}^{n}\frac{\alpha_j}{\gamma}\varepsilon_j+\ln\left[\alpha_1+\sum_{j=2}^{n}\alpha_j e^{-\varepsilon_j}\right]\cdots\cdots(5)$$

依上述之模式設定，實證所需各變數的資料，係依1996年調查1995年有關果菜市場零批商的營運資料整理所得，有關變數之內涵及其資料處理說明示如（表2）。

表 2. 本文零批商運銷效率隨機邊界函數實證模式之變數定義與處理

Table 2. The Definition of Variables for the Model of Stochastic Forntier Function for the Estination of Jobbers Marketing Efficiency.

變更名稱	內容
銷貨收入（Y）	零批商銷售商品之收入
營業面積（AREA）	零批商在果菜市場實際使用面積，包括向他人租借使用權力之面積
營業時間（TIEM）	一天之中在零批場地營業之總工作時數，包括家工與僱工
運輸量（TRAN）	零批商僱工搬運青果件數
營業費用（SALE）	零批商經營零批業務所花費之其他相關費用，包括場地清潔費、水電費、郵電費、油料、維修費、租金及包裝費。

誠如前述，過去對於承銷人之研究均屬批發業務，至於零批商之營運並無其他資料可查；因此，本研究最大的困難即在於資料的蒐集，後係經由設計調查表實地訪查取得。由於經費限制，本研究原規劃400戶受訪單位，但仍有部分零批商不願合作，資料不齊全，有效樣本351戶，復於實證處理試算過程，因有極端值11戶，致發生函數無法斂之情形，未能順利求解；因此，實證處理所用樣本戶為340戶。投入變數方面，係指與產出有直接相關的勞動與土地相關等費用為主，意義已如前述，各資料之敍述統計資料示如（表3）與（表4）。

表 3. 實證模式各變數之敍述統計值

Table 3. The Descriptive Statistics of the Variables of the Variables of the Model Estinated.

變數	平均值	標準差	偏態	峰態	最小值	最大值
銷貨收入	11,762,000	9,125,000	5.205	37.945	1,640,000	74,560,000
營業面積	4.87	4.2234	3.950	23.524	1.5	36.20
投入時間	11.65	75.488	3.841	27.924	2	80
運輸量	21,845	17,130	2.805	13.912	1,960	123,700
營業費用	38,347	71,155	4.385	26.918	2,400	636,000

表 4. 市場別實證模式各變數之敍述統計值

Table 4. The Descriptive Statistics of Variables of the Model by Markets.

	變數項	平均值	標準差	偏態	峰態	最小值	最大值
臺北市	銷貨收入	11,424,000	8,711,600	2.415	11.302	1,952,000	56,300,000
	營業面積	3.2827	0.9328	0.528	3.768	1.500	6.800
	投入時間	11.615	8.0435	6.477	54.279	2.000	80.00
	運輸量	19,699	13,823	2.145	8.530	2,200	77,500
	營業費用	30,877	51,441	6.839	57.316	2,400	474,000
三重市	銷貨收入	11,002,000	8,079,800	2.914	13.550	2,000,000	50,400,000
	營業面積	2.4506	0.48035	1.370	4.401	1.800	4.000
	投入時間	14.154	5.3914	1.852	88.877	4.000	40.00
	運輸量	26,266	19,141	2.807	12.825	7,629	123,000
	營業費用	24,963	42,146	4.360	22.706	4,800	265,600
其他	銷貨收入	12,333,000	9,834,700	3.135	17.517	1,640,000	74,560,000
	營業面積	6.9877	5.2728	3.058	14.300	1.600	36.20
	投入時間	10.456	7.8752	2.896	14.208	4.000	56.00
	運輸量	20,992	17,607	2,891	14.366	1,960	123,700
	營業費用	49,325	88,953	3.411	17.274	2,400	636,000

于實證應用，本文利用 LIMDEP 電腦套裝軟體，以最大概似法估計前述之最大概似半常態模式。於隨機邊界函數的估計，首將（式3）轉換成最大概似函數形式，其次以最大概似法估計之，分別求得 β、λ、σ、$\sigma\mu$ 及 $\sigma\nu$ 等參數之估計值，再利用 Jondrow、Lovell、Materov、and Schmidt[20] 之條件期望值之方式，將已求得之參數估計值代入期望值公式，求得個別批商之技術效率值。依求出之效率值與規模報酬等資料推演成本函數而求得各零批商之（$E-\ln\gamma$）決價效率值；職此，即可求得各項估計參數，並得到總效率值。依本研究之構想，首先實證求出各零批商之運銷效率，找出運銷效率差異之來源，其次討論資源配置與生產技術等原因所造成之無效率。爲達成此，實證步驟如下：

1. 首先處理生產函數之各項變數值，將之代入邊界生產函數式，計算各零批商之技術效率值與各項變數係數。
2. 將各係數代入前述推導關係式，並推導成本函數，求得 $E-\ln\gamma$ 值，由此計算總效率。
3. 計算λ值，若$\lambda>1$表示無效率來自於作業技術因素，$\lambda<1$表示來自於隨機性因素。

實證結果

一、整體零批商作業效率之估計結果

㈠統計意義

由生產函數推估之結果示如（表5），就所有樣本而言，F值＝84.18，然5%顯著水準之 F＝2.2141表示隨機邊界函數模型適於分析零批商效率。其次，若依不同市場區分，臺北第一果菜市場之 $F_{(5,92)}=22.01$、三重之 $F_{(5,93)}=15.22$及其他市場之 $F_{(5,157)}=53.46$，均在棄卻範圍內，表示各市場模型亦被接受之。

表 5. 本文實證零批商隨機邊界函數（半常態分配）之估計結果

Table 5. The Estimation Results of Jobbers Stochastic Frontier Function (Semi-Normal Distribution)

	整體市場	臺北市場	三重市場	其他市場
截距項	9.3472***	8.7194***	8.6908***	9.5171***
	(20.289)	(7.234)	(10.595)	(16.253)
面　積	0.23345***	0.20819	0.24918**	0.13049
	(4.734)	(0.972)	(2.527)	(1.506)
工　時	0.11244**	0.0019791	−0.032463	0.22888***
	(2.353)	(0.015)	(−0.179)	(3.829)
營業費	0.0913	−0.0043718	0.13721**	−0.013781
	(0.369)	(−0.064)	(2.110)	(−0.497)
運　費	0.64891***	0.75721***	0.60119***	0.64876***
	(17.281)	(7.509)	(8.498)	(12.527)
規模報酬	1.0861	0.9630	1.455	0.9943
λ	0.93256**	0.66643	4.1799	1.0354**
σu	0.3772	0.3047	0.6975	0.3868
σv	0.4045	0.4572	0.1453	0.3736
概似函數值	−221.1630	−69.665	−42.383	−97.3814
樣本數	340	98	79	163
F值	84.18	22.01	15.22	53.46

*,**,*** 分別表示在顯著水準爲10%、5%及1%之 t 分配雙尾檢定下具顯著性。

就各變數之顯著性而言，發現：

1. 整體市場

於各項投入因素，除營業費外，其餘各項對銷貨收入均有顯著性影響。其中以運輸費用之生產彈性最大，表示每增加一單位運輸量，可增加64.89%之銷貨收入，其次爲營運面積之23.35%，再次爲勞動時間之11.24%。

2. 臺北第一果菜市場

各項投入因素之中僅運輸費用一項對銷貨收入有顯著性影響，其生產彈性爲0.757121，表示每增加一單位運輸量可增加75.7%之銷貨收入。

3. 三重果菜市場

各項投入因素仍以運輸費用之生產彈性最高爲0.6012，表示每增加一單位運輸量可增加60.12%之銷貨收入；次爲營業面積之0.2492，再次爲營業費用之0.137121，三重果菜市場是所有市場中唯一營業費用對銷貨收入有顯著影響者。

4. 其他市場

除臺北與三重市場外之其他市場之投入因素仍以運輸費用之生產彈性最高爲0.6488，表示每增加 1 單位運輸量可以增加64.88%之銷貨收入，次爲勞力投入時數之0.2289；所有市

場中，僅此類市場呈顯著性反應，三重與臺北均未具顯著性。

㈡經濟意義

估計零批商隨機邊界函數之結果，示如（表5），所推估之參數值表示投入因素之生產彈性，係數和表示零批商之規模報酬值，各係數之加總若大於 1 ，則為規模報酬遞增；若等於 1 ，則為固定規模報酬，若小於 1 ，則為規模報酬遞減；λ 值表示作業無效率與隨機誤差項標準誤之比（$\sigma u/\sigma v$），若 λ 值大於 1($\sigma u<\sigma v$)，表示人為作業效率誤差，對於零批商之影響大於隨機性誤差，若 λ 值小於 1（$\sigma u<\sigma v$），則表示隨機性誤差大。

由估計結果，發現：

1. 整體市場

邊界函數之係數和為1.0861，呈現規模報酬遞增現象，λ 值為0.93256($\sigma u=0.3772, \sigma v=0.4045$）小於1，顯示所有零批商之運銷效率受隨機因素影響較大，即廠商無法控制之隨機因素，諸如自然條件、價格因素及交易方式等因素之影響力大於其人為經營管理之因素。

2. 臺北第一果菜市場

其邊界函數之係數和為0.9630，略呈規模遞減現象；λ 值為0.9630，表示臺北市第一果菜市場中零批商之運銷效率受隨機性因素之影響較大。

3. 三重果菜市場

三重果菜市場之邊界函數係數和為1.455，為所有市場中唯一呈遞增規模報酬者；λ 值為4.18，表示影響三重果菜市場零批商效率者，人為作業因素大於隨機因素，即影響三重果菜市場零批商效率可能主要為經營管理因素。

4. 其他市場

其邊界生產函數之係數和為0.9943，呈現幾近固定規模報酬現象；λ 值為1.356，與三重果菜公司一樣，人為作業因素之影響大於隨機因素；因此，造成其效率差之原因，可能肇因於作業方式不佳、銷售方法不佳、市場太小、缺乏經營能力等因素。

而由（表6），可看出就整體而言，有13%之樣本偏離生產函數曲線，而其導至成本增加3.41%，其中來自於作業無效率者13%，而28%來自決價無效率，觀察各市場別之決價所導致之成本增加，幾乎均為來自作業無效率之二倍。

表 6. 估計臺灣果菜市場零批商隨機邊界函數無效率值

Table 6. The Inefficiency of Jobbers Stochastic Frontier Function on Taiwan

	整 體 市 場	臺 北 市 場	三 重 市 場	其 他 市 場
μ	0.1301	0.1045	0.2206	0.1279
$\frac{1}{\gamma}\mu$	0.1325	0.1086	0.1516	0.1286
$E-\ln\gamma$	0.2770	0.2337	0.2301	0.3300

二、個別零批商運銷效率之估計結果

利用前述條件期望值之觀念，將（表4）之邊界函數估計值代入個別零批商之作業效率方程式，求得個別零批商之作業效率值，結果示如（表7），分佈情形示如（圖3）。

表 7. 1995年臺灣果菜市場零批商作業效率值之次數分配

Table 7. The Distribution of Jobbers Operative Efficiency of Fruits and Vegetables Markets on Taiwan in 1995.

效率值範圍	整體市場	臺北市場	三重市場	其他市場
0.10以下	0(0.0000)	0(0.0000)	0(0.0000)	0(0.0000)
0.10～0.19	0(0.0000)	0(0.0000)	1(0.0127)	0(0.0000)
0.20～0.29	0(0.0000)	0(0.0000)	3(0.0380)	0(0.0000)
0.30～0.39	0(0.0000)	0(0.0000)	12(0.1519)	0(0.0000)
0.40～0.49	4(0.0188)	0(0.0000)	13(0.1645)	3(0.0184)
0.50～0.59	16(0.0471)	1(0.0102)	11(0.1392)	6(0.0368)
0.60～0.69	54(0.1588)	8(0.0816)	11(0.1392)	20(0.1227)
0.70～0.79	185(0.5441)	45(0.4591)	8(0.1012)	101(0.6196)
0.80～0.89	79(0.2324)	44(0.4489)	15(0.1899)	32(0.1963)
0.90以上	2(0.0059)	0(0.0000)	5(0.0633)	1(0.0061)
作業效率之平均值	0.74491	0.78606	0.60174	0.74699
最小效率值	0.4224	0.5916	0.1991	0.4226
最大效率值	0.9139	0.8902	0.9287	0.9139
樣本數	340	98	79	163

（ ）爲百分比

1. 整體作業效率

就作業效率而言，大都集中於0.7～0.8之間占了54.5%，0.8～0.9與0.6～0.7兩組分佔23%與16%，三組即占了94%，顯現整體而言，技術效率非常集中與平均，其分佈狀況示如（圖3），技術效率值最高0.9319，最低0.4224，平均值爲0.7449，整體而言，表示作業效率占完全效率之邊界尚差25.5%，作業效率與營業規模之關係示如（表8），呈現規模對效率之可能影響程度。

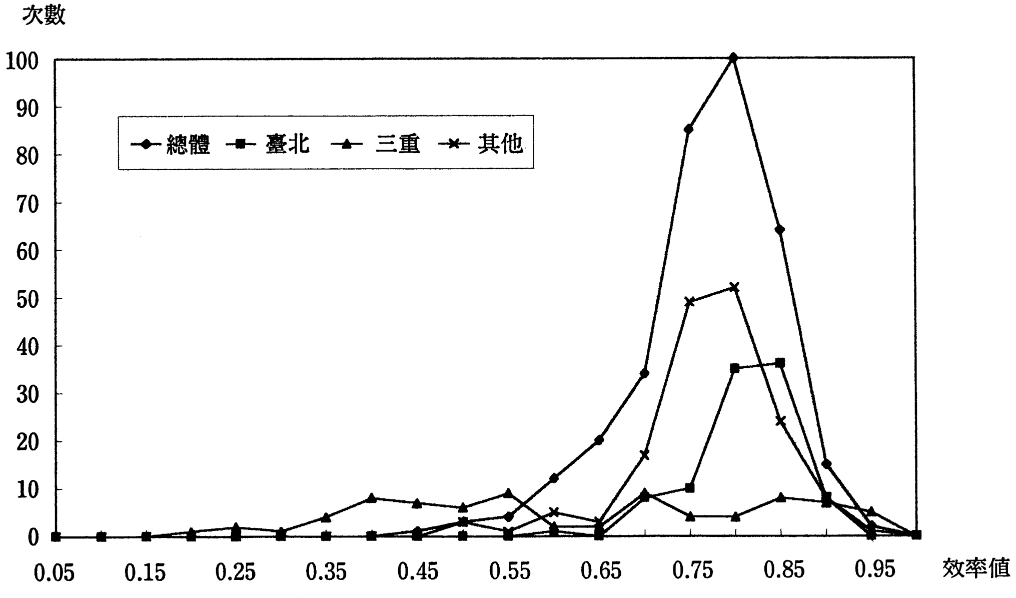

圖 3. 零批商作業效率分配

Fig. 3. The Distribution of Operative Efficiency for Jobbers

表 8. 1995年零批商作業效率與營運規模之關係

Table 8. The Relationship of operative Efficiency and Managerial Sizes for Jobbers in 1995

效率值高低	規模[z]	廠商數	%
0.6以下	小	11	55%
	中	8	40%
	大	1	1%
0.6~0.8	小	90	37.5%
	中	111	45.2%
	大	39	16.3%
0.8以上	小	20	25%
	中	49	61.3%
	大	11	13.7%

[z]規模小表年營業量 300MT 以下，規模中表 301~800MT 規模大表 800MT 以上

2. 決價效率

若觀察市場別之作業效率分配，可知除三重市果菜市場外，其他市場之分配均較集中，臺北市場之最小效率值爲0.5916，最高爲0.8902，平均0.78606，略高於總平均值；其他市場最小值爲0.4224，最高爲0.9139，平均爲0.74699；三重市場則顯現較大級距，最小爲0.1991，最高爲0.9287，平均0.60174；各市場間之效率分配圖示如（圖4）。

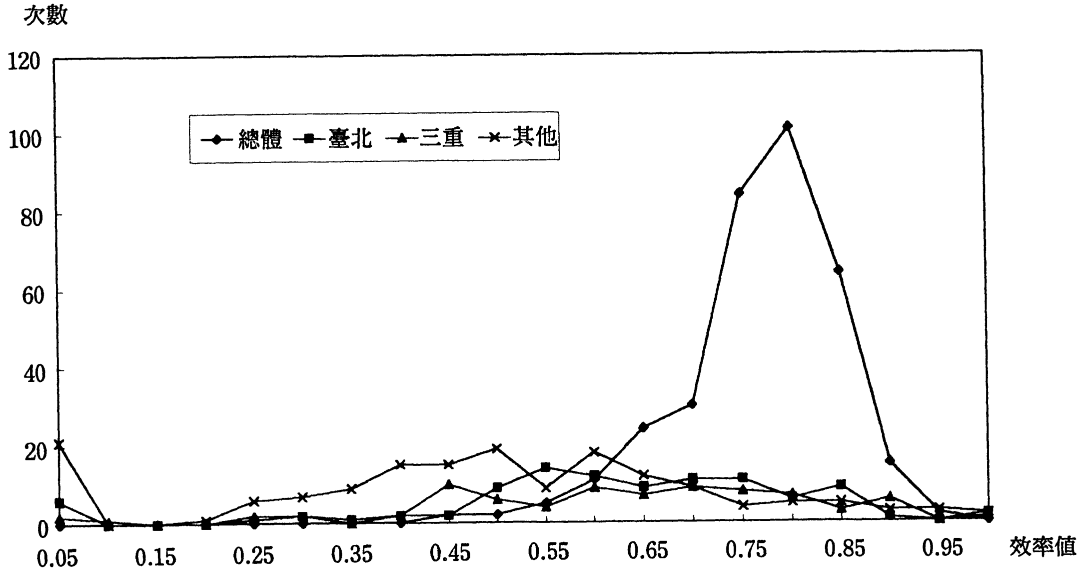

圖 4. 零批商決價效率分配

Fig. 4. The Distribution of Pricing Efficiency for Jobbers

就決價效率而言，高低差距較決價效率來得大，示如（表9），總體平均來說，決價效率值爲0.46822，表示距離完全效率點尙有53.2%之空間，最小僅0.000389，最高達0.8924，二者差距甚遠，此種現象說明個別零批商之間決價效率差異性很大，驗證前面所提，許多成本之提高是由於決價無效率所引起之論點。

表 9. 1995年臺灣果菜市場零批商決價效率值之次數分配

Table 9. The Distribution of Jobbers Pricing Efficiency of Fruit and Vegetables on Taiwan in 1995.

效率值範圍	整體市場	臺北市場	三重市場	其他市場
0.10以下	0(0.0000)	6(0.0612)	3(0.0380)	21(0.1288)
0.10～0.19	0(0.0000)	0(0.0000)	0(0.0000)	1(0.0061)
0.20～0.29	0(0.0000)	3(0.0306)	4(0.0506)	13(0.0797)
0.30～0.39	0(0.0000)	3(0.0306)	2(0.0253)	24(0.1472)
0.40～0.49	4(0.0118)	11(0.1122)	16(0.2025)	34(0.2086)
0.50～0.59	16(0.1471)	26(0.2653)	13(0.1645)	27(0.1656)
0.60～0.69	54(0.1588)	20(0.2040)	16(0.2025)	21(0.1288)
0.70～0.79	185(0.5442)	17(0.1734)	15(0.1899)	9(0.0552)
0.80～0.89	79(0.2323)	10(0.1020)	9(0.1139)	8(0.0491)
0.90以上	2(0.0059)	2(0.0204)	1(0.0127)	5(0.0307)
決價效率之平均值	0.46822	0.58389	0.60174	0.41328
最小效率值	0.0003869	0.0007357	0.0004627	0.0004868
最大效率值	0.8924	0.9954	0.8877	0.8924
樣本數	340	98	79	163

( ) 爲百分比

觀察總效率值之分配示如（表10），平均值爲0.34886，最小值0.0002804，最高0.7105，分佈集中於 0.3～0.5，占 54%，表示就整體而言，距完全運銷效率點尙有 65.1%之距離，可待努力空間仍大。

表 10. 零批商運銷效率分配

Table 10. The Distribution of Jobbers Marketing Efficiency.

效率值範圍	整體市場
0.10以下	30(0.0882)
0.10～0.19	17(0.0500)
0.20～0.29	61(0.1794)
0.30～0.39	101(0.2971)
0.40～0.49	82(0.2412)
0.50～0.59	35(0.1029)
0.60～0.69	13(0.0382)
0.70～0.79	1(0.0029)
0.80～0.89	0(0.0000)
0.90以上	0(0.0000)
運銷效率之平均值	0.34886
最小效率值	0.0002806
最大效率值	0.7105
樣本值	340

( ) 爲百分比

綜觀上述，發現：(1)就生產彈性而言，均以運輸費用爲影響銷貨收入比重最高之投入因素；(2)除三重果菜市場外，其餘市場均爲報酬遞咸，整體平均而言仍呈規模報酬遞增現象；(3)就效率差異主因觀之，除臺北第一市場外，其餘市場之λ值大於 1，表示人爲作業誤差爲影響效率主因；職此，臺灣地區果菜市場整體零批商之營運具隨機性變異，惟視市場特性之不同，變異來源略有不同；(4)就無效率導致成本提高之來源而言，無論整體觀察或就個別市場觀察主要是導因於決價無效率。

結 論

就零批商之運銷效率觀點，發現零批商之總體運銷效率僅達35%，表示其尙有65%之空間可以改進，同時依λ值之觀察發現影響零批商運銷效率之來源，除臺北市第一果菜公司係來自於隨機性因素之影響外，其於各市場則以人爲作業因素影響效率爲主。顯然，因市場特性不同，零批商之運銷效率亦受影響，再由影響運銷效率因子之迴歸分析中也發現，置入市場虛擬變數後，均呈顯著反應顯示市場本身之經營管理條件也會影響零批商之效率。

另由測定運銷效率之分析結果，發現運費對銷貨收入之生產彈性最大，即運費之變化爲銷貨收入之變化之主因，亦爲影響零批商支出之重要因素，惟運費多寡係架構於零批商規模之大小，同上運費即已隱含規模之意，由此可知擴大規模可收規模經濟之效，應是零批商努力之方向。

另由研究結果，呈現作業無效率會導致單位成本增加，就零批商營運而言，無論是總體或個別亦即市場主因均來自於決價之無效率、表示成本的增加有很大一部分來自於零批發無法掌握之因素，如價格、自然因素等。同時我們也發現交易制度對作業效率確有影響，因此妥善規劃交易制度對運銷效率有正面影響。

依上述的研究發現，其對零批商營運的策略函義意，第一是應明確定位零批場，批發市場設置零批場雖有適法性疑義，但零批業務實爲批發市場中重要職能之一，且目前亦爲批發市場重要財源，要提升零批商之效率首先應將零批場之角色明確化。第二是零批商並未充分發揮效能，由於零批商之運銷效率偏低，此並不意味其收入較低，而是表示零批商無法充分利用資源以達效益最高，似不利於整體社會資源配置，此可由其不願添置設備與墨守成規不願規劃其下游通路可獲證明。第三是市場應妥善規劃交易制度，本研究發現交易制度對作業效率確有影響，同時拍賣比率與效率具顯著影響。據此，可見拍賣制度本質上對效率的提升具正面意義，若批發市場欲引導批業務步入現代化之途，仍宜規劃拍賣制度。

引用文獻

1. 中國農產運銷協會。1991。改善農產品批發市場營運管理研討會特輯。農產運銷季刊86。
2. 王玉娟。1980。臺灣果菜批發市場運銷率之研究（碩士論文）。國立中興大學農業經濟學系。臺中。
3. 朱國光、李順成。1996。臺灣果菜批發市場組織體發展問題。臺灣經濟 234：16—48。
4. 行政院主計處。1992。農產品運銷實況調查報告。臺北。
5. 林慧姿。1990。臺灣地區果菜批發市場經營與運銷之研究。農業金融論叢24。
6. 張釆蘋。1996。臺灣果菜市場青果零批商運銷效率之研究。國立中興大學農產運銷學系。臺中。
7. 傅祖壇、詹滿色。1992。記帳農家之技術效率及差異來源探討—隨機性生產邊界模型應用。中國農業經濟年刊 1：39—52。
8. 臺灣省政府農林廳。1984—1995。臺灣農業年報。南投。
9. 臺灣省政府農林廳。1984—1995。臺灣農業批發市場年報。南投。
10. 臺灣省政府農林廳。1992。農場品市場交易法規暨解釋彙編。南投。
11. 劉錦添、蔡偉德。1989。隨機性邊界生產函數與技術效率之推估—臺灣地區僑外資廠商之實證研究。中國經濟學會年會論文輯 78：1—21。

12. 謝登隆。1989。個體經濟理論及應用。華泰書局。臺北。

13. Aigner D, C. A. L. Lovell, and P. Schmidt. 1977. "Formulation of Stochastic Erontier Production Model," Joumal of Econometrics, 6：1,21—37.

14. Ali, M. and C. j. Flinn. 1989. "Profit Efficiency Amoeng Basm ati Rice Producers in Parkistan Punjaab," American Journal Of Agricultual Economics 71：303—310.

15. Boris, E. B. and R. Laszl. 1991. "Dairy Farm Efficiency Measu rement Using Stochastic Frontier and Neoclassical Duality," Amercian Jourmal Of Agricul tural Economics, 73：421—428.3

16. Broek, V. D., F. R. Frsund, L. Hjalmarsson, and W. MEEUSEN. 1980"On the Estimation of Deterministic and Stochastic Frontier Production Functier Produ ction Functions: A Comparsion." Joumal of Econometrics, 13：1,117—38.

17. Forsund, F. R. and E. S. Jaansen.1977. "On estimatinggg average and best Practict homothetic Production functions via cost functions" , Interna tional Economic Review 18, no 2, June, 463—476.

18. rsund, F, R, C. A. K. Lovell, and P. Sochmidt. 1980. "A Surve ry of Frontier Production Functions and of their Relationship to Efficiency Measurement," Joumal of Econometrics, 13：11,5-25.

19. Farrell, M. J.. 1957. "The Measurement of Production Efficien cy," Journal of the Roaly Satistical Society, Series A., General, 120, Part 3, 253—81.

20. Jondrow, J. K., C. A. Lovell, I. Materov, and P. Schmid. 1982. On the Estimation of Technical Inerfficiency in the Stochastic Frontier Production Fun ction Model, "Journal of Econometrics," 19：233—38.

The Analysis on the Marketing Efficiency of Fruits and Vegetables for Jobbers —An Application of Stochastic Frontier

Tsai-Ping Chang[2]

Summary

The marketing of fruits and vegetables has come into a variety of channels in Taiwan recent years. Of which wholesale market is a main one for trade of fruits and vegetables. As regards wholesale market, jobbers is one of key links. Their operative efficiency and sales volumes play an important part in the development of marketing on the consumption area. However, with direct marketing by farmers and fast changing of marketing structures, the wholesale markets are confronted with marketing competition. Hence, markets and jobbers should make considerable adjustment to meet the impact of such changing. The results show jobbers, With regard to marketing efficiency, the jobbers tended to realize the efficiency level of 35%. Thus, the situation showed that 65% efficiency potential of marketing remain to be realized. Meanwhile, the results showed the features of markets for jobbers can result in different efficiency of marketing. Besides, the production elasticity of marketing cost to sales revenues showed highest. The marketing costs relate to the business scale of jobbers. That is the sizes of business scales a re proportioned to the amount of marketing costs. In addition, the business scales can lead to their management efficiency sufficiently. Hence, the extension of business the scale showed become the main direction for jobbers to attain economic size of marketing. A los, the inefficiency operation especially from pricing decision can lead to increasing the cost per unit. Meanwhile, the system of exchange can influence the efficiency of operation. Hence, the proper planning of exchange system will contribute to the promotion of marketing efficiency.

key words : Wholesale market, Jobber, marketing Efficiency.

---

1. Contribution No. 1863 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Assistant Scientist, Department of Agricultural Economics, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究

第四十五卷　　第三期

中華民國八十五年九月出版

發行人：林俊義

總編輯：廖慶樑

編審委員：

農藝組：盧煌勝（主審）
王強生　呂秀英　郭益全　陳一心
楊純明　劉大江　劉新裕　蔡新聲

園藝組：蕭吉雄（主審）
王德男　林昭雄　施昭彰　徐信次
劉政道　歐錫坤

農化組：連　深（主審）
王鐘和　吳繼光　郭鴻裕　劉慧瑛

植病組：彭金騰（主審）
王惠亮　林正忠　張清安　程永雄
黃秋雄　蔡武雄

昆蟲組：羅幹成（主審）
王清玲　何琦琛　周樑鎰　陳炳輝
陳健忠　鄭　允　鄭清煥

農機組：梁連勝（主審）
黃禮棟　顏欽崇

另聘請農業評議委員或各大學院校有關學者專家擔任審查委員。

Vol. 45, No. 3 Sep. 1996

JOURNAL OF AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

PUBLISHER : Director, Chien-Yih Lin

EDITOR IN CHIEF : Ching-Liang Liaw

EDITORIAL BOARD :

Chi-Hsiung Hsiao (Horticulture)
Shen Lian (Agri. Chemistry)
Lien-Sheng Liang (Agri. Engineering)
Kang-Chen Lo (Applied Zoology)
Hung-Shung Lu (Agronomy)
Jin-Torng Peng (Plant Pathology)

EDITORIAL ADVISORY BOARD :

Chin-An Chang
Bing-Huei Chen
Chien-Chung Chen
Yi-Shin Chen
Ching-Huan Cheng
Edward Yun Cheng
Yung-Hsiung Cheng
Liang-Yih Chou
Horng-Yuh Guo
Chyi-Chen Ho
Hsin-Tszu Hsu
Chiou-Hsiung Huang
Li-Duhng Huarng
Yih-Chuan Kuo
Cheng-Chung Lin
Chao-Hsiung Lin
Tsung-Dao Liou
Dah-Jiang Liu
Huey-Ing Liu
Sin-Yie Liu
Hsiu-Ying Lu
Shyi-Kuan Ou
Jau-Chang Shih
Wu-Hsiung Tsai
Hsin-Sheng Tsay
Chan-Sen Wang
Chin-Liang Wang
Chong-Ho Wang
Der-Nung Wang
Hui-Liang Wang
Chi-Guang Wu
Chwen-Ming Yang
Chin-Chung Yin

Reviewers of Related Fields are Invited from Universities, other Research Organizations, and the Evaluation Committee of Agricultural Researches, Taiwan Provincial Department of Agriculture and Forestry.

統 一 編 號
030853850021

Vol. 45, No. 3 Sep. 1996

JOURNAL OF AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

(Formerly Journal of Taiwan Agricultural Research)

CONTENTS

The Relationship between Grain Productivity and Nitrogen-fertilizer Rate of Currently Cultivated Rice Cultivars I. The Effects of Different Nitrogen Rates on Grain Yield and Yield Components …Ming-Hsing Lai, Chen-Chang Chen, Yih-Chuan Kuo, Hsiu-Ying Lu, Chyr-Guan Chern, Charng-Pei Li and Tung-Hai Tseng ……………………203

Estimation of Missing Plot for Stability Analysis in Crop Regional Trials ……………………Hsiu-Ying Lu…218

Effects of Plant Spacing and Nitrogen Fertilizations on the Leaf Tips Yield of a Leafy Sweet Potato ……………………Hsin-Chen Lee, Yung-Chang Lai and Yi-Sin Chen…230

In Vitro Plant Regeneration from Cultured Leaves of Sweet Potato ……………………Shu-Fung Lo and Hsin-Sheng Tsay…241

Studies on Flowering Adgustment and Pollination of *Anoectochilus formosanus Hayata* ……………………Yih-Juh Shiau, Uei-Chin Chen, Hung-Min Lin, Wen-Chih Tsai and Hsin-Sheng Tsay …250

The Development of Yam New Variety Tainung No.2 …………………… Sin-Yie Liu, Jau-Yueh Wang Yuan-Tyan Shyu, Min-Fu Hu, Hong-Ren Yang and Chyi-Chen Ho ………260

Improvement on the Chemical Control of the Spider Mites of Eggplant ……………………Chyi-Chen Ho and Wen-Hua Chen…285

Reproductive Biology of the White-Spotted Longicorn Beetle, *Anoplophora macularia* (Thomson) (Coleoptera : Cerambycidae), on Sweet Oranges ……………………Chi-Yang Lee and Kang-Chen Lo…297

The Analysis on the Marketing Efficiency of Fruits and Vegetables for Jobbers—An Application of Stochastic Frontier ………Tsai-Ping Chang…305

Published by

THE TAIWAN AGRICULTURAL RESEARCH INSTITUTE

Taichung, Taiwan, Republic of China